Institut royal des Sciences naturelles de Belgique | **Koninklijk Belgisch Instituut voor Natuurwetenschappen**

BULLETIN | MEDEDELINGEN

Tome XXXIX, n° 19 | Deel XXXIX, nr 19

Bruxelles, octobre 1963. | Brussel, october 1963.

INFLUENCE DE LA DENSITE SUR L'EVOLUTION DU TAUX DE CONSANGUINITE DE LA POPULATION BELGE,

par Elisabeth DEFRISE-GUSSENHOVEN, François TWIESSELMANN et André LEGUEBE (Bruxelles).

Institut royal des Sciences naturelles de Belgique | Koninklijk Belgisch Instituut voor Natuurwetenschappen

BULLETIN
Tome XXXIX, n° 19
Bruxelles, octobre 1963.

MEDEDELINGEN
Deel XXXIX, nr 19
Brussel, october 1963.

INFLUENCE DE LA DENSITE SUR L'EVOLUTION DU TAUX DE CONSANGUINITE DE LA POPULATION BELGE,

par Elisabeth Defrise-Gussenhoven, François Twiesselmann et André Leguebe (Bruxelles).

SOMMAIRE.

1. INTRODUCTION.

L'enquête menée sous l'égide du Centre National de Radiobiologie et de Génétique a permis de calculer les valeurs du taux de consanguinité en Belgique pour les années comprises entre 1918 et 1959 (Twiesselmann, Moureau et François, 1962).

L'examen des résultats obtenus révèle des variations importantes dont on aimerait trouver une explication dans les changements d'ordre démographique ou dans l'évolution des conditions sociologiques et géographiques qui sont intervenus pendant cette période.

Nous développerons dans cet article l'analyse des relations qui unissent la densité et le taux de consanguinité, relations sur lesquelles l'attention a été attirée précédemment. (Twiesselmann, 1961).

L'ensemble de la population belge, à l'exclusion du Hainaut, province pour laquelle les chiffres de 1918 à 1940 manquent, a été réparti en 44 unités géographiques : 9 grandes agglomérations urbaines — Bruxelles, Anvers, Liège, Gand, Bruges, Namur, Malines, Louvain et Verviers — et 35 arrondissements parmi lesquels 26 ne comprenant aucune grande



Carte des arrondissements et des grandes agglomérations de la Belgique.

agglomération et 9 dont on a écarté les grandes agglomérations qui en font partie administrativement (1).

En outre, la province de Hainaut compte deux grandes agglomérations, Charleroi et Mons, et 6 arrondissements : les valeurs relatives à ces unités ne sont utilisées qu'occasionnellement.

(1) Pour marquer la distinction entre les grandes agglomérations et leur arrondissement, nous ajouterons au nom des grandes agglomérations, un « V » (ville) et à celui de leur arrondissement, un « C » (campagne).

La liste des unités géographiques est reprise dans l'annexe I et leur situation peut être repérée sur la carte de Belgique. (carte p. 2.)

La densité de la population, *d*, est calculée de 1920 à 1955 à partir des données officielles publiées par l'Institut National de Statistique (2).

Le taux de consanguinité a été décomposé en ses constituants de façon à tenir compte des divers types d'unions dont le nombre a été fourni par le dépouillement des dispenses accordées par l'Eglise catholique aux fiancés consanguins.

Les unions catholiques représentent de 65 à 100 % des mariages dans les 44 unités géographiques définies, de sorte que le coefficient α calculé à partir de ces données peut être considéré comme largement représentatif (annexe I).

Les fréquences ont été groupées en périodes de cinq ans; la première période qui ne comporte que les années 1918 et 1919 a été omise dans certains calculs parce que, comme l'indique le nombre nettement plus grand de mariages célébrés, la situation démographique était troublée pendant ces années-là.

2. *a)* COEFFICIENT DE CONSANGUINITE INDIVIDUEL.

Un mariage consanguin unit deux personnes qui ont un ou plusieurs ancêtres communs. Il arrive qu'un enfant issu d'un tel couple reçoive des gènes homologues provenant tous deux d'un locus unique de l'un des chromosomes d'une paire d'allélomorphes portés par l'ancêtre commun, mais l'un lui est transmis par la lignée maternelle, l'autre par la lignée paternelle. De tels loci homologues sont appelés *loci homologues identiques* (Malécot, 1948) et, s'il n'y a pas eu de mutation, ils sont les supports de gènes identiques. Bien entendu, si l'identité des loci entraîne en général celle des gènes, l'inverse n'est pas vrai : des gènes homologues peuvent être tous les deux A, par exemple, sans provenir d'un même locus.

La probabilité pour un enfant issu d'un mariage consanguin d'avoir des loci homologues identiques est son *coefficient de consanguinité*.

Rappelons brièvement comment on le calcule. Si les parents de l'enfant M ont un ancêtre commun A_i, chacun d'eux est relié à ce dernier par une chaîne d'ascendance. Ces deux chaînes, dont la réunion forme la chaîne de parenté, ne peuvent avoir d'autre point commun que A_i.

Si f_{A_i} est le coefficient de consanguinité de l'ancêtre A_i et s'il y a respectivement n_i et p_i chaînons entre chacun des parents et A_i, on a la probabilité

$$\frac{1}{2^{n_i + p_i}} \left[\frac{1 + f_{A_i}}{2} \right]$$

(2) L'évolution démographique de la Belgique a été très largement esquissée par F. Hébette (1954).

que M ait deux loci homologues identiques provenant de A_i, et la probabilité totale

$$\Sigma_i \frac{1}{2^{n_i + p_i}} \left[\frac{1 + f_{A_i}}{2} \right]$$

qu'il ait deux loci homologues identiques issus de l'un quelconque des ancêtres communs.

Bien entendu, dès qu'elles diffèrent par au moins un chaînon, deux chaînes de parenté sont regardées comme distinctes, même si elles ont une partie commune.

En Belgique, la parenté la plus proche admise entre conjoints est celle du 3e degré existant entre l'oncle et la nièce (ou entre la tante et le neveu). Les enfants issus de tels couples ont un coefficient de consanguinité égal à

$$\frac{1}{2^{1+2}} \left[\frac{1 + f_{A_1}}{2} \right] + \frac{1}{2^{1+2}} \left[\frac{1 + f_{A_2}}{2} \right]$$

si A_1 et A_2 représentent les parents de l'oncle (ou de la tante). Ce coefficient vaut 1/8 si l'on remplace f_{A_1} et f_{A_2} par zéro. Cette simplification peut se justifier de la manière suivante : si l'on remonte suffisamment haut dans les chaînes généalogiques, on trouvera toujours une origine commune à deux loci homologues et Malécot a montré que le coefficient de consanguinité d'un individu est théoriquement égal à 1.

Ceci n'implique pas que ce sujet est homozygote, des mutations ayant pu altérer le gène transmis; or, c'est précisément au degré d'homozygotie des individus que l'on s'intéresse, bien plus qu'à leur chance d'avoir des loci homologues identiques; aussi, pour exclure pratiquement la possibilité de mutations, on fixe une limite à la longueur des chaînes d'ascendance en ne tenant compte que des liens de parenté proches. En supposant en outre que les ancêtres communs ont un coefficient de consanguinité nul, on obtient un coefficient de consanguinité qui a un sens biologique. [L'Héritier, (1954), p. 383; Malécot, (1948)]. Il représente alors moins une valeur absolue qu'une grandeur relative, destinée à comparer entre elles différentes régions, à étudier la structure et l'évolution du régime matrimonial dans les populations et à calculer la probabilité que le sujet soit homozygote.

Dans le présent travail, comme dans les autres enquêtes basées sur le recensement des dispenses que l'Eglise catholique accorde aux fiancés apparentés, les chaînes d'ascendance se composent au plus de trois chaînons.

2. *b)* COEFFICIENT DE CONSANGUINITE MOYEN D'UNE POPULATION.

Les remarques précédentes s'appliquent également au *coefficient de consanguinité moyen* d'une population. Celui-ci est la probabilité *a priori*

pour que deux loci homologues, pris chez un sujet quelconque, soient identiques, c'est-à-dire proviennent d'un même locus initial. Il vaut

$$\alpha = \frac{\Sigma\, w_i\, f_i}{\Sigma\, w_i}$$

où f_i est le coefficient de consanguinité des enfants issus des unions de type i et où w_i est la fréquence absolue de celles-ci dans la population; w_o désigne le nombre d'unions entre sujets non apparentés, c'est-à-dire éloignés de plus de trois chaînons de leurs ancêtres communs, de sorte que $f_o = o$.

La quantité $\Sigma\, w_i$ est donc le nombre total de mariages.

Les symboles adoptés pour les différents types d'unions sont indiqués dans le tableau I.

Dans les symboles 212, 222, 223, 233, les chiffres des centaines indiquent qu'il y a deux ancêtres communs, tandis que les chiffres des dizaines et des unités désignent le nombre de chaînons entre chacun des fiancés et les ancêtres communs. Dans notre enquête, nous avons d'abord tenu compte de tous les remariages signalés et nous avons symbolisé, par exemple, par 122, une union entre demi-cousins germains. Le coefficient de consanguinité des enfants issus d'une telle union est 1/32 alors qu'il vaut 1/16 pour les descendants de cousins germains. Malheureusement, les dispenses n'indiquent pas toujours les remariages, de sorte que la fréquence observée des unions 112, 122, 123, 133 est une limite inférieure à la fréquence réelle. Nous avons décidé de sacrifier l'information fournie par la distinction faite entre les cas où il y a un et deux ancêtres communs et nous avons rangé les cas 112 dans les 212, les 122 dans les 222, les 123 dans les 223, les 133 dans les 233. Ce procédé est celui qu'on applique habituellement dans les enquêtes sur la consanguinité, de sorte que nous avons obtenu un taux exactement comparable à ceux des autres pays.

Les cas de 4 ancêtres communs — symbolisés par 422 (doubles cousins germains), 423 (doubles cousins de degré inégal), 433 (cousins issus de doubles cousins germains) ont été comptés avec les cas complexes 500, et nantis respectivement des coefficients de consanguinité 1/8, 1/16 et 1/32.

Pour déterminer le coefficient de consanguinité moyen α, il suffit de relever les fréquences w_o, w_{212}, ... et de calculer le nombre total de mariages $\Sigma\, w_i$. On a :

$$\alpha = \alpha_{212} + \alpha_{222} + \alpha_{223} + \alpha_{233} + \alpha_{500}$$

Cette formule décompose α en des constituants partiels dus chacun à un type d'union déterminé, α_{500} étant la somme des coefficients relatifs aux unions consanguines complexes. α_{222}, par exemple, est la portion du coefficient α due aux unions entre cousins germains.

3. COEFFICIENT DE CONSANGUINITE DES UNIONS DE CHAQUE TYPE EXPRIME EN % DU COEFFICIENT DE CONSANGUINITE TOTAL.

La diminution générale de la consanguinité entre 1918 et 1959 a été mise en évidence précédemment (Twisselmann *et al.*, 1962, tableau III et figures 12 à 21) au moyen de graphiques donnant pour chacune des périodes, et pour chacune des unités géographiques délimitées, la valeur absolue du coefficient de consanguinité α, décomposé en ses cinq parties α_{212}, α_{222}, α_{223}, α_{233}, α_{500}. Or cette diminution ne se fait pas de façon uniforme pour

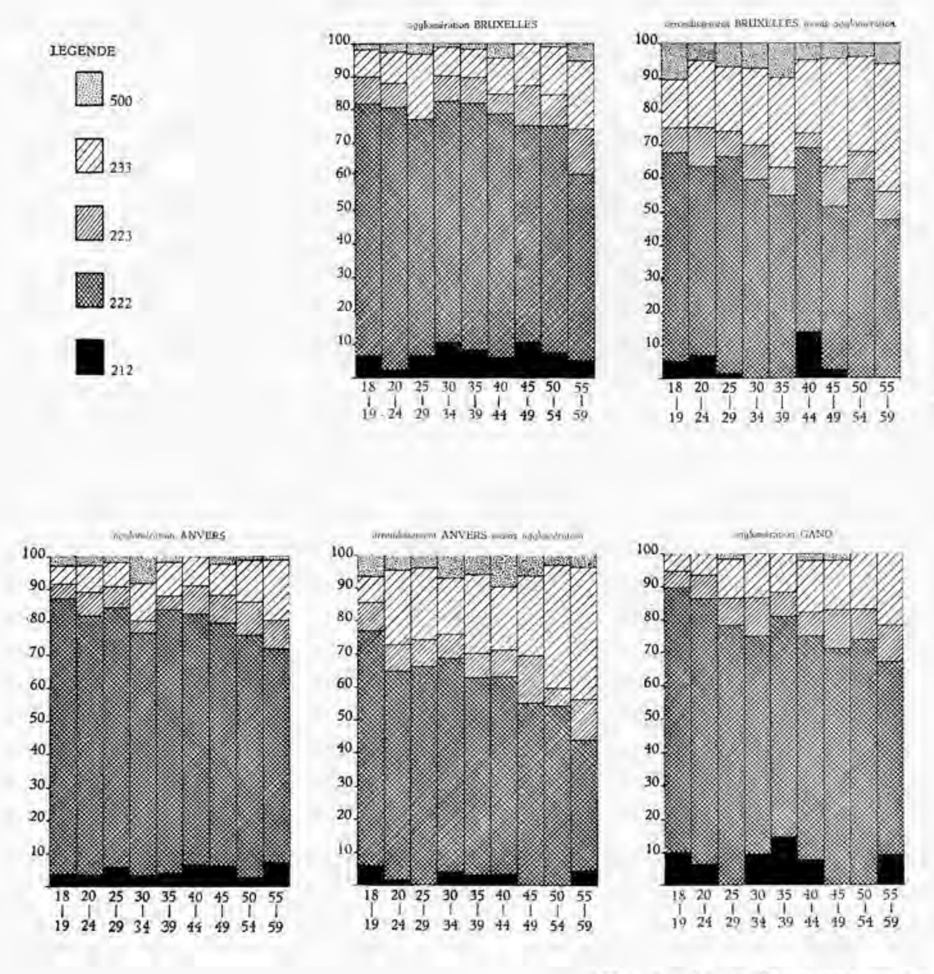
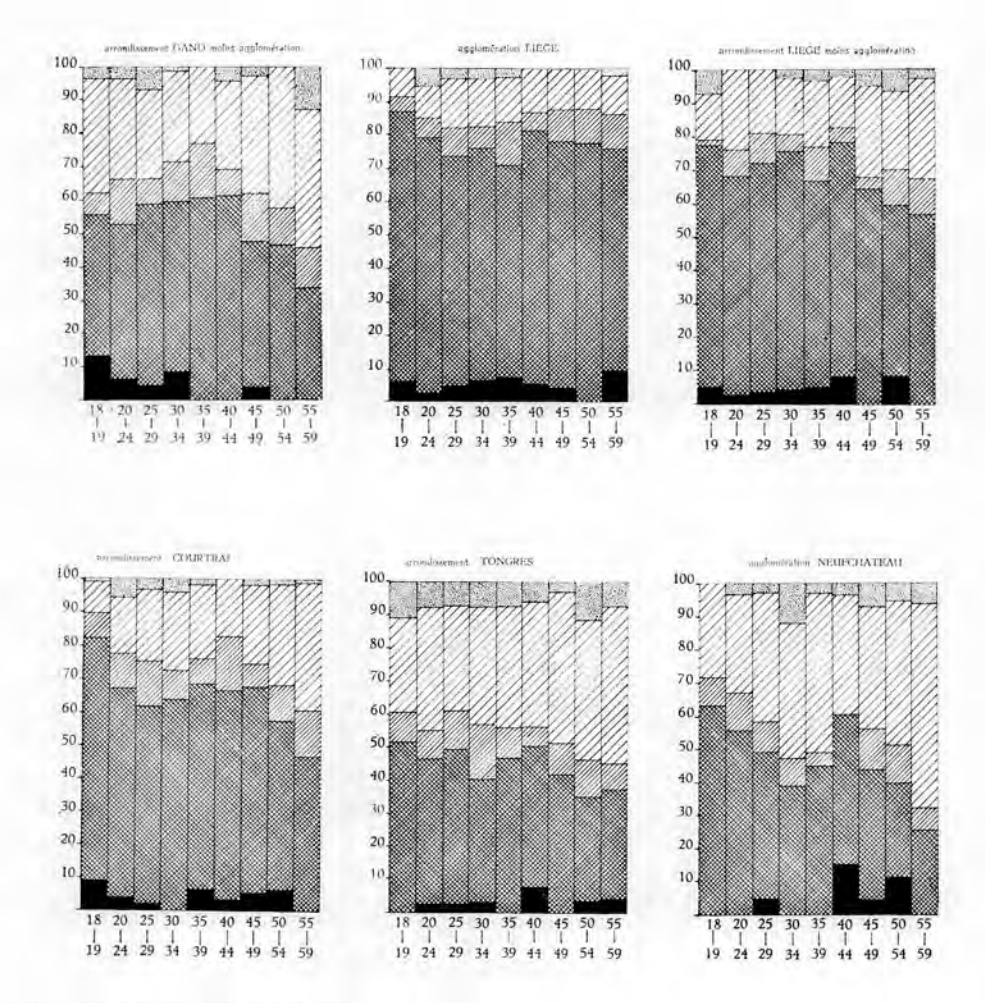


Fig. 1 à 11. — Pourcentages des taux

tous les types d'unions et il a été montré précédemment que tout se passait « comme si en 1955-59, les grandes agglomérations de Bruxelles et d'Anvers en étaient arrivées au seuil de l'évolution des pourcentages d'unions 222 et 233 d'où partaient les campagnes en 1918-19 ». Ce fait peut être mis plus généralement en évidence au moyen de graphiques prenant en considération le pourcentage des coefficients partiels en fonction de α.

Les figures 1 à 11 montrent pour 4 grandes agglomérations (Bruxelles V, Anvers V, Gand V, Liège V) et pour 7 arrondissements (Bruxelles C, Anvers C, Gand C, Liège C, Courtrai, Tongres, Neufchâteau), les



partiels par rapport au taux α total.

TABLEAU I.

Type d'union	Symbole adopté		Coefficient de consanguinité individuel des enfants	Fréquence absolue des unions	Fréquence relative des unions	Coefficient de consanguinité moyen des unions de type i
	dans le présent travail	par Sutter et Tabah				
	i		f_i	w_i	$c_i = \frac{w_i}{\Sigma w_i}$	$\alpha_i = c_i f_i$
Sujets non apparentés	0		0	w_o	c_o	$\alpha_o = 0$
Oncle-nièce ou tante-neveu	212	3D	1/8	w_{212}	c_{212}	$\alpha_{212} = c_{212}/8$
Cousins germains	222	4D	1/16	w_{222}	c_{222}	$\alpha_{222} = c_{222}/16$
Cousins de degré inégal ...	223	5D	1/32	w_{223}	c_{223}	$\alpha_{223} = c_{223}/32$
Cousins issus de cousins germains	233	6D	1/64	w_{233}	c_{233}	$\alpha_{233} = c_{233}/64$
Unions complexes combinant plusieurs des types précédents	500		à déterminer dans chaque cas particulier	w_{500}	c_{500}	α_{500} = somme des coefficients des cas 500
				Σw_i = nombre total de mariages	$\Sigma c_i = 1$	$\Sigma \alpha_i = \alpha$ = coefficient de consanguinité moyen de la population

valeurs des coefficients de consanguinité partiels, exprimés en % du coefficient total α : chaque colonne vaut donc 100 et se décompose en portions égales aux pourcentages

$$\frac{100.\alpha_{212}}{\alpha}, \frac{100.\alpha_{222}}{\alpha}, \frac{100.\alpha_{223}}{\alpha}, \frac{100.\alpha_{233}}{\alpha}, \frac{100.\alpha_{500}}{\alpha}.$$

1° Dans tous les cas, s'observe une diminution nette du pourcentage $\frac{100.\alpha_{222}}{\alpha}$ ce qui entraîne naturellement une augmentation de $\frac{100.\alpha_{233}}{\alpha}$. Donc, bien que les unions entre cousins issus de germains aient diminué en valeur absolue, elle ont proportionnellement moins diminué que les unions entre cousins germains.

2° Cette observation ne se limite pas aux quelques arrondissements ou agglomérations sélectionnés dans les figures 1 à 11; elle est confirmée d'une manière générale pour l'ensemble des 44 unités géographiques : la comparaison des moyennes des pourcentages $\frac{100.\alpha_{222}}{\alpha}$ et $\frac{100.\alpha_{233}}{\alpha}$ pour le pays aux époques initiale et terminale de l'enquête le démontre (tableau II).

TABLEAU II.

Moyenne des pourcentages		
$n = 44$	Périodes	
	1920 - 24	1955-59
$\frac{\alpha_{233} . 100}{\alpha}$ cousins germains	61,5 %	45,8 %
$\frac{\alpha_{222} . 100}{\alpha}$ cousins issus de germains	22,4 %	34,9 %

Alors que, pendant la période 1920-24, l'apport au taux α des unions entre cousins germains est à peu près trois fois plus grand que celui des unions entre cousins issus de germains, (61,5 % et 22,4 % respectivement) ces deux valeurs ont tendance à se rapprocher pendant la période 1955-59 (45,8 % et 34,9 %).

3° La confrontation des graphiques relatifs à quatre grandes agglomérations (Bruxelles V., Anvers V., Liège V., Gand V.) avec ceux des arrondissements moins ces agglomérations (fig. 1 à 8) offre un contraste particulièrement frappant : le taux $\frac{100.\alpha_{222}}{\alpha}$ qui est responsable d'une partie importante de la consanguinité des agglomérations urbaines voit son rôle diminuer au profit du taux $\frac{100.\alpha_{233}}{\alpha}$ quand on considère des arrondissements moins urbanisés.

4° Cette différence nette entre ville et campagne avoisinante incite à penser que la densité de la population pourrait jouer un rôle de premier plan dans la fréquence relative des unions entre cousins germains et cousins issus de germains.

Chaque unité territoriale adoptée a, en effet, une densité de population qui peut différer très sensiblement de celle d'autres régions : pour la période 1920-24, on compte par exemple, 4.906 habitants au km² pour l'agglomération bruxelloise et 39 habitants au km² pour l'arrondissement de Neufchâteau. (annexe III). La carte des variations régionales de la densité en 1920 et 1959 a été publiée précédemment (Twiesselmann *et al.*, 1962, figures 2 et 3).

Les coefficients de corrélation entre la densité (nombre d'habitants au km²) et les pourcentages $\frac{100.\alpha_{222}}{\alpha}$ et $\frac{100.\alpha_{233}}{\alpha}$ pour les 35 arrondissements, à l'exclusion donc des grandes agglomérations, valent :

	Périodes	
	1920-24	1955-59
$\frac{\alpha_{233} \cdot 100}{\alpha}$	0,094 ± 0,17	0,067 ± 0,17
$\frac{\alpha_{222} \cdot 100}{\alpha}$	− 0,418 ± 0,14	0,019 ± 0,17

Le seul coefficient de corrélation significatif est relatif aux unions entre cousins issus de germains pour la période 1920-24 : à cette époque, la *contribution relative au taux* α *des unions 233 était d'autant plus forte que la densité était plus faible;* cette contribution atteint jusqu'à 37,1 % dans l'arrondissement de Dinant, dont la densité est très faible (55 habitants au km²).

Cette corrélation $d/\frac{\alpha_{233}.100}{\alpha}$ devient pratiquement nulle en 1955-59. Il semble donc qu'actuellement dans les campagnes, la densité n'influence plus les proportions relatives d'unions entre cousins issus de germains.

Ces relations entre densité et pourcentages $\frac{100.\alpha_{222}}{\alpha}$ et $\frac{100.\alpha_{233}}{\alpha}$ pour les périodes 1920-24 et 1955-59 sont illustrées par les figures 12 et 13.

En 1920-24, les pourcentages relatifs aux α_{222} et α_{233} sont bien séparés et ils se disposent approximativement suivant deux courbes plus ou moins symétriques. Les graphiques 1 à 11, déjà commentés, et les graphiques 12 et 13 montrent que la somme de ces deux pourcentages est relativement constante, les autres types d'unions ne contribuant que pour une part faible et peu variable au total. Il en résulte naturellement que les quantités $\frac{100.\alpha_{222}}{\alpha}$ et $\frac{100.\alpha_{233}}{\alpha}$ varient en sens inverse et que leur coefficients de corrélation avec une même variable, la densité, doivent être de signe contraire mais de valeurs absolues à peu près égales. En effet, les coefficients de corrélation relatifs à la période 1920-24, 0,094 et $-0,418$, ne diffèrent pas de façon significative et bien que 0,094 ne soit pas significativement différent de zéro, on peut admettre que sa valeur réelle est proche en valeur absolue de celle de $-0,418$. Or, la valeur réelle de ce dernier coefficient ne peut être nulle, de sorte que, en 1920-24, il doit y avoir une corrélation positive entre le taux $\frac{\alpha_{222}.100}{\alpha}$ et la densité, corrélation masquée en partie par les erreurs d'échantillonage.

En 1955-59 (fig. 13), l'organisation qui caractérisait la figure 12 a disparu : pour 15 unités géographiques, les valeurs des pourcentages d'unions entre cousins germains se trouvent mêlées à celles des unions entre cousins issus de germains et le graphique 13 laisse nettement l'impression d'une désintégration d'un ordre ancien.

En résumé, pour le calcul du coefficient de consanguinité, l'importance relative des unions entre cousins germains diminue actuellement; elle reste plus grande dans les villes que dans les campagnes. Dans celles-ci, elle était, en 1920-24, d'autant plus grande que la densité était plus faible. Ce lien avec la densité disparaît en 1955-59.

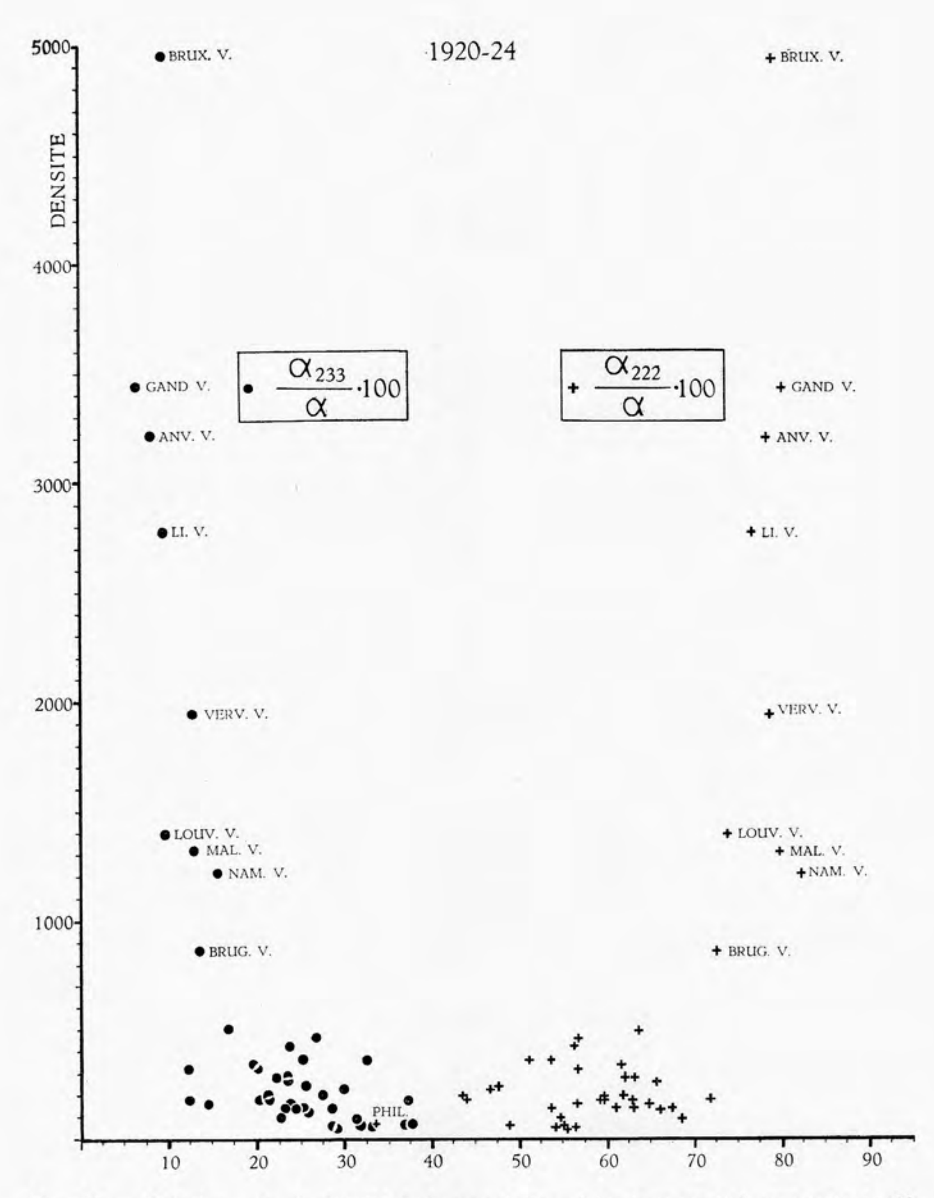


Fig. 12. — Relation entre la densité de la population et les taux partiels exprimés en % du taux α total en 1920-24.

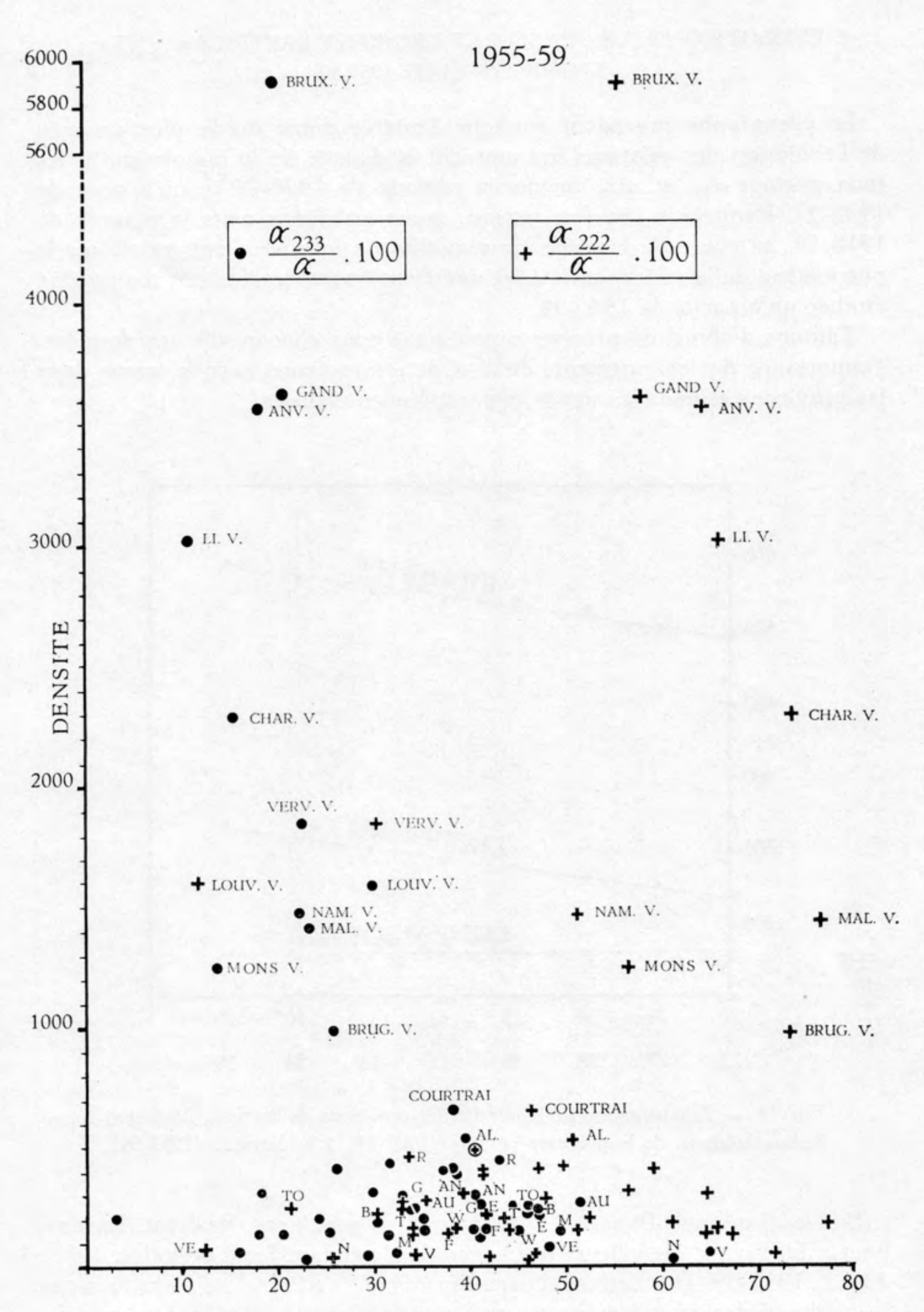


Fig. 13. — Relation entre la densité de la population et les taux partiels exprimés en % du taux α total en 1955-59.

4. EVOLUTION DE LA DENSITE ET DES TAUX PARTIELS α_{222} ET α_{233} ENTRE 1920-24 ET 1955-59.

Le paragraphe précédent souligne l'intérêt d'une étude plus poussée de l'évolution des relations qui unissent la densité de la population et les taux partiels α_{222} et α_{233}, depuis la période de 1920-24 jusqu'à celle de 1955-59. Rappelons une fois encore, que nous avons omis la période de 1918-19, au cours de laquelle les séquelles de la guerre ont pu altérer le phénomène de la consanguinité, et que la province de Hainaut n'a pu être étudiée qu'à partir de 1940-44.

Tentons d'abord de préciser séparément pour chacune de ces données, l'importance des changements de d et de α intervenus avec le temps dans les provinces et dans les unités géographiques choisies.

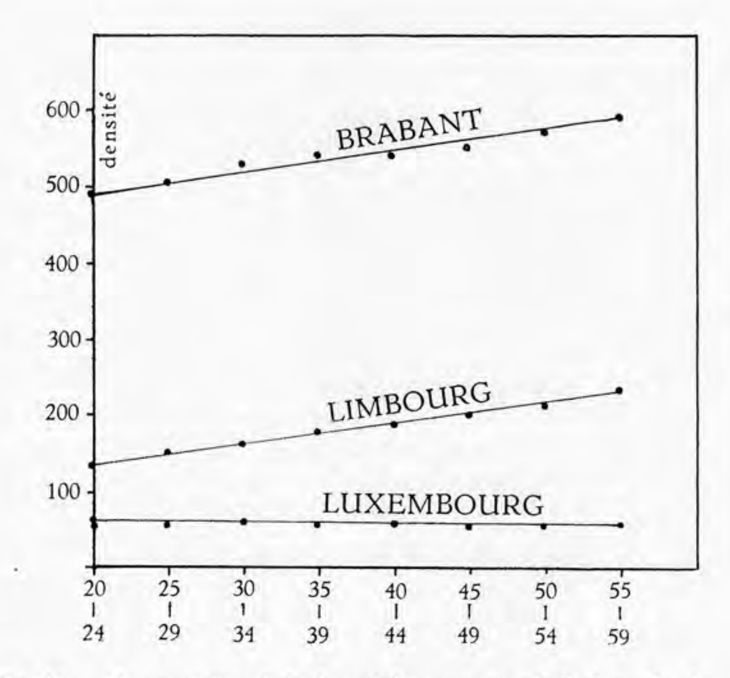


Fig. 14. — Augmentation de la densité des provinces de Brabant, Limbourg et Luxembourg, de la première période (1920-24) à la dernière (1955-59).

Sur le graphique 14 se trouvent pour trois provinces, Brabant, Luxembourg, Limbourg, les valeurs observées de d pendant les 8 périodes, 1920-24, ..., 1955-59. Des droites d'équation (1) $d = pt + q$ sont ajustées par la méthode des moindres carrés aux points observés. Les pentes p indiquent la vitesse d'augmentation de la densité pour chaque province. Le temps t prend les valeurs 0 (1920-24), 1 (1925-29), ..., 7 (1955-59).

Le graphique 15 illustre, pour les mêmes provinces, l'allure de la diminution du taux de consanguinité partiel α_{233} et les droites d'équation (2) $\alpha_{233}\,10^6 = lt + m$, ajustées aux points observés.

Bien qu'on ait considéré des provinces dont le taux initial et l'évolution étaient sensiblement différents, la relation qui unit la densité ou les taux de consanguinité au temps s'exprime par une fonction linéaire dans les limites de l'espace de temps considéré.

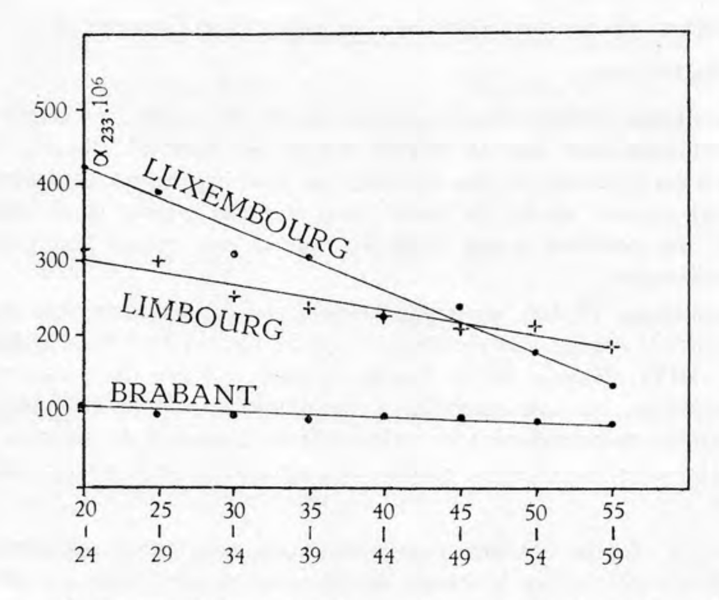


Fig. 15. — Diminution du taux partiel α_{233} des provinces de Brabant, Limbourg et Luxembourg, de la première période (1920-24) à la dernière (1955-59).

On peut, pour chaque province, agglomération et arrondissement, calculer les valeurs estimées des paramètres des fonctions linéaires :

$$(1)\quad d = pt + q$$
$$(2)\quad \alpha_{233}\,10^6 = lt + m$$
$$(3)\quad \alpha_{222}\,10^6 = nt + r$$

qui expriment d, α_{233} et α_{222} en fonction du temps t.

p, l, n sont les vitesses de croissance; elles dépendent des unités choisies pour exprimer le temps et des unités respectives prises pour d, α_{233} et α_{222}; puisque t varie de 0 à 7, on a :

$$p = \frac{d(55\text{-}59) - d(20\text{-}24)}{7}$$

$$l = \frac{\alpha_{233}(55\text{-}59) - \alpha_{233}(20\text{-}24)}{7} . 10^6$$

$$n = \frac{\alpha_{222}(55\text{-}59) - \alpha_{222}(20\text{-}24)}{7} . 10^6$$

q, m, r sont respectivement les valeurs calculées de d, $\alpha_{233}.10^6$ et $\alpha_{222}.10^6$ pour la période initiale de 1920-24 (qui correspond donc à $t = 0$).

Les valeurs de ces paramètres sont reprises dans l'annexe II.

On observe que :

1° La vitesse d'augmentation p de la densité des arrondissements et des agglomérations croît avec la densité initiale en 1920-24 (figure 16). La relation n'est évidemment pas absolue; on peut cependant considérer que les causes qui ont amené la densité des diverses régions à sa valeur de 1920-24, ont continué à agir dans la suite et ont exercé leur action de façon cumulative.

Le graphique 16 fait apparaître clairement le comportement anormal de Verviers V : sa densité élevée en 1920-24 ($q = 1940$) tend à diminuer ($p = -10{,}9$). Namur V et Anvers V ont, d'autre part, des vitesses d'augmentation presque semblables. Le phénomène peut être saisi dans son ensemble en considérant les valeurs de la colonne p de l'annexe II, les chiffres les plus élevés étant relatifs aux vitesses d'accroissement les plus grandes.

2° Il y a (figure 17) une forte corrélation (coefficient de corrélation $= 0{,}926 \pm 0{,}022$) entre la vitesse de décroissance ($-l$) de $\alpha_{233}.10^6$ et sa valeur initiale *(m)*. Les points représentatifs de chaque unité se groupent régulièrement en des ensembles géographiques plus vastes : villes, Flandres, Limbourg, Luxembourg.

Les droites qui représentent l'évolution de la densité dans le temps (figure 14) sont grossièrement groupées en un faisceau divergent, alors que les droites figurant, en fonction du temps, le changement du taux α_{233} de chacune des unités géographiques forment un faisceau convergent (figure 15) qui illustre bien la tendance qu'ont tous les taux α_{233} à tendre vers une valeur limite.

3° Il existe aussi une corrélation étroite (figure 18) et hautement significative (coefficient de corrélation $= 0{,}918 \pm 0{,}024$) entre la vitesse de décroissance ($-n$) de $\alpha_{222}.10^6$ et sa valeur initiale (r).

Il est fort possible que la linéarité des lois qui relient d, α_{233} et α_{222} au temps soit due à ce que la période de 40 ans recensée est relativement courte.

Pour les deux types de mariages consanguins, la diminution du taux avec le temps a donc été le plus prononcée là où ce taux était le plus élevé.

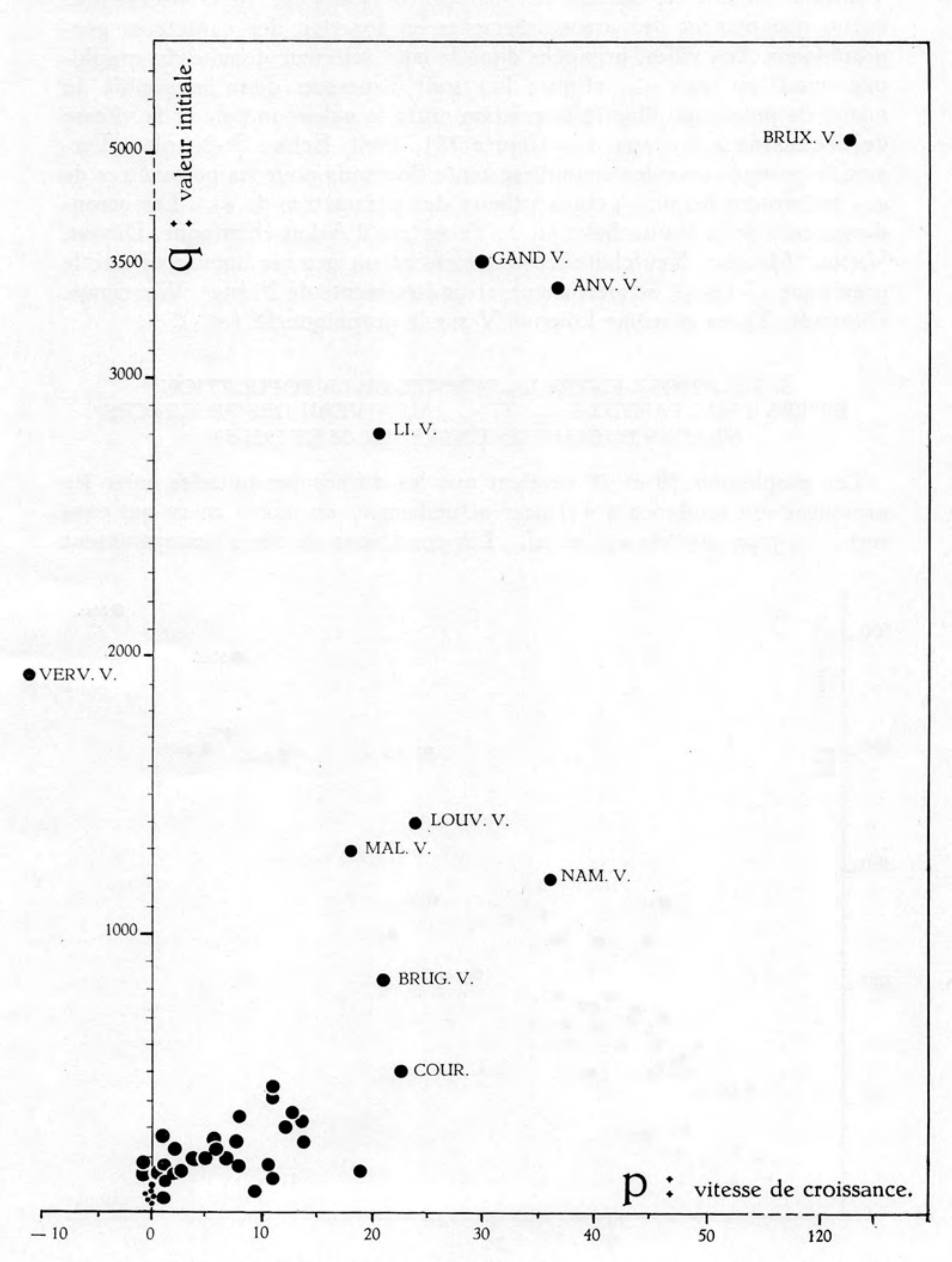


Fig. 16. — Relation entre la vitesse d'accroissement de la densité *p* et sa valeur initiale estimée *q*.

Toutefois dans le cas des unions entre cousins germains, on n'observe plus aucun groupement des arrondissements en fonction des caractères géographiques. Les villes, groupées dans le coin inférieur gauche du graphique relatif au taux α_{233} (figure 17) sont dispersées dans l'ensemble du nuage de points qui illustre la relation entre la valeur initiale et la vitesse de décroissance du taux α_{222} (figure 18). Tielt, Eeklo, St-Nicolas, Termonde groupés avec les arrondissements flamands pour les paramètres de α_{233} présentent les plus petites valeurs des paramètres de α_{222}. Les arrondissements de la Haute Belgique à l'exception d'Arlon (Bastogne, Dinant, Virton, Marche, Neufchâteau) qui forment un groupe homogène sur le graphique 17 (α_{233}), se mêlent aux arrondissements de Furnes, Waremme, Dixmude, Ypres et même Louvain V sur le graphique 18 (α_{222}).

5. RELATIONS ENTRE LA DENSITE DE LA POPULATION ET LES TAUX PARTIELS α_{222} ET α_{233} AU NIVEAU DES PROVINCES ET LEUR EVOLUTION ENTRE 1920-24 ET 1955-59.

Les graphiques 19 et 20 révèlent que les différences initiales entre les provinces ont tendance à s'effacer actuellement, au moins en ce qui concerne les taux partiels α_{222} et α_{233}. Les conditions de vie s'homogénéisent

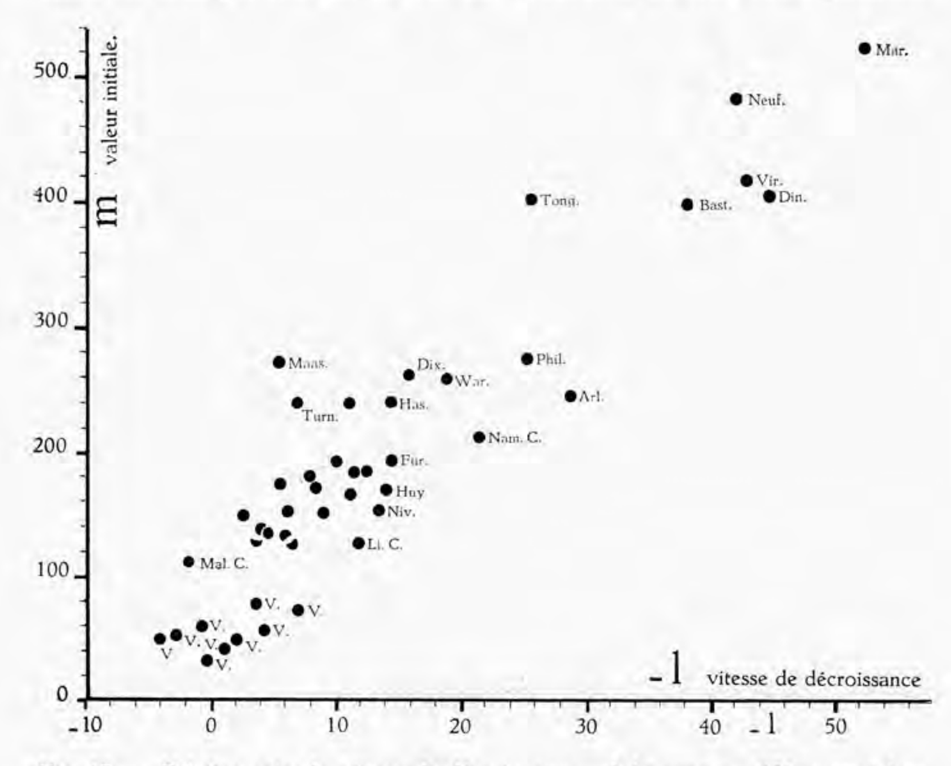


Fig. 17. — Relation entre la vitesse de décroissance $-l$ du taux $\alpha_{233}.10^6$ et sa valeur initiale estimée m.

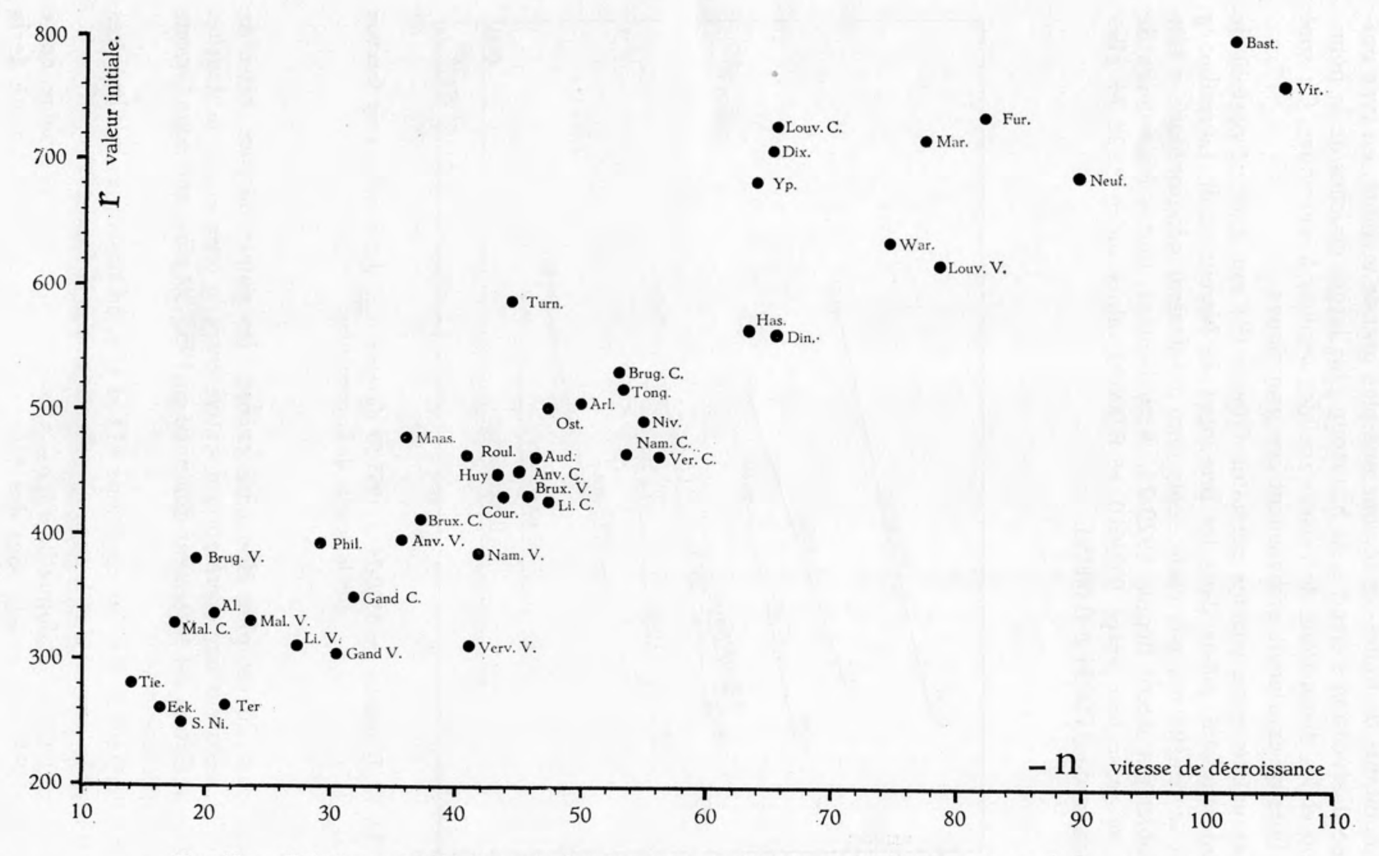


Fig. 18. — Relation entre la vitesse de décroissance — *n* du taux $\alpha_{222}.10^6$ et sa valeur initiale estimée *r*.

dans les différentes régions du pays; la facilité des communications donne aux habitants de toutes les régions une plus grande mobilité; un type uniforme d'éducation s'étend à de beaucoup plus larges couches de la population et les distinctions de classes sociales tendent à s'atténuer. Ce sont ces faits qu'expriment globalement ces graphiques.

Les unions entre cousins germains (figure 19) ont diminué partout de façon régulière, même dans les provinces de Namur et de Luxembourg dont la densité n'a pas varié, mais dont l'isolement géographique a très sensiblement décru depuis 1920-24. Actuellement, toutes les valeurs de α_{222} se resserrent entre 0,00010 et 0,00020, alors qu'en 1920-24 elles variaient de 0,00034 à 0,00080.

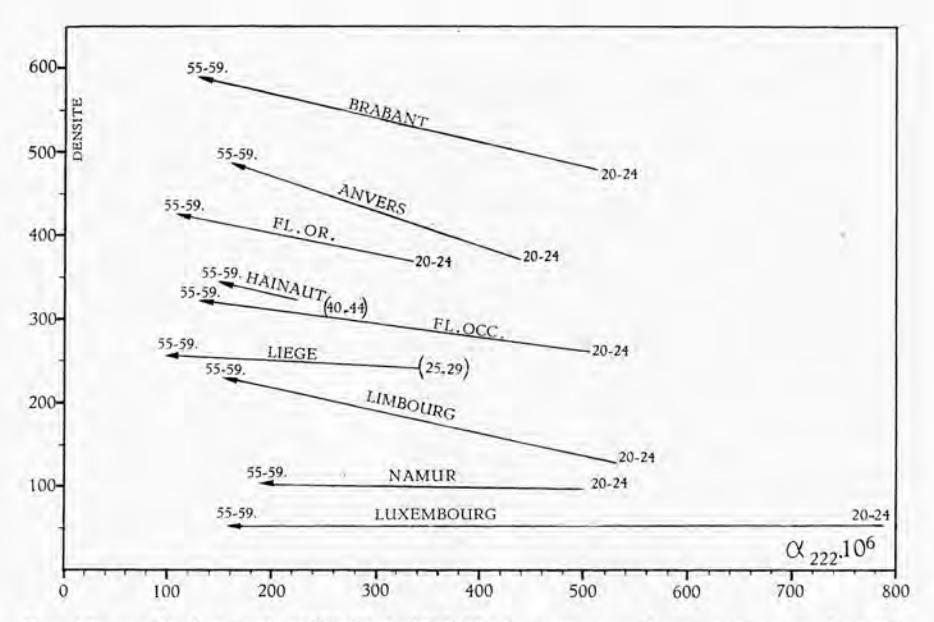


Fig. 19. — Evolution de 1920-24 à 1955-59 du taux α_{222} des provinces en fonction de la densité de la population.

La figure 20 est plus éloquente encore : les points initiaux, ceux de 1920-24, accusent une corrélation négative entre le taux α_{233} et la densité. Cette corrélation est fortement diminuée en 1955-59 ainsi que nous l'avons montré précédemment.

En éliminant t entre les équations (1) et (2), on trouve les lois linéaires qui relient la densité d et le taux α_{233} illustrées par la figure 20.

Une loi linéaire analogue lie d à α_{222} : dans chaque province belge, entre 1920 et 1959, α_{233} et α_{222} sont des fonctions linéaires de la densité de la population.

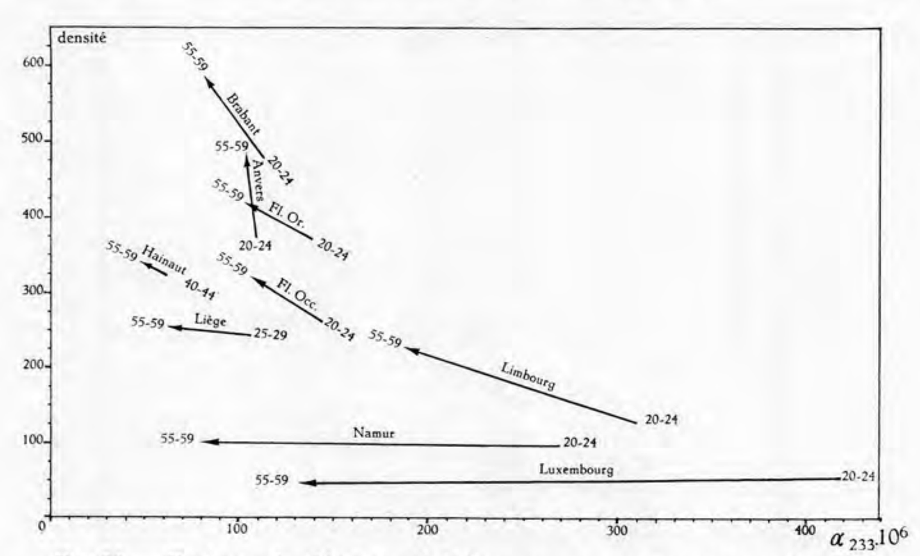


Fig. 20. — Evolution de 1920-24 à 1955-59 du taux α_{233} des provinces en fonction de la densité de la population.

6. RELATIONS ENTRE LA DENSITE DE LA POPULATION ET LES TAUX PARTIELS α_{222} ET α_{233} AU NIVEAU DES ARRONDISSEMENTS EN 1920-24 ET EN 1955-59.

L'allure de la diminution du taux α_{233} entre les périodes extrêmes de 1920-24 et 1955-59 est apparente sur la figure 21 qui, pour chaque unité géographique, donne en abscisses les α_{233} (1955-59) et en ordonnées les α_{233} (1920-24). Ces valeurs sont estimées par les formules (2) (page 15), ce qui n'apporte toutefois que des changements mineurs à l'allure du phénomène tel qu'il se présenterait si on utilisait les valeurs observées.

Les villes sont massées dans le coin inférieur gauche du graphique : Bruxelles occupe une position centrale entre les villes wallonnes de Liège, Verviers et Namur pour lesquelles la réduction du taux en 1955-59 par rapport à 1920-24 a été plus importante, et les villes flamandes qui, dans plusieurs cas, manifestent même une augmentation pour la dernière période de 1955-59.

La masse plus compacte des points qui représentent les arrondissements est divisée en deux groupes par la droite

$$\frac{\alpha_{233}(20\text{-}24)}{\alpha_{233}(55\text{-}59)} = 2$$

1) les arrondissements wallons pour lesquels la valeur de ce rapport est supérieure à 2 (à l'exception de Verviers C).

2) les arrondissements flamands qui sont situés dans la partie du graphique correspondant aux valeurs inférieures à 2.

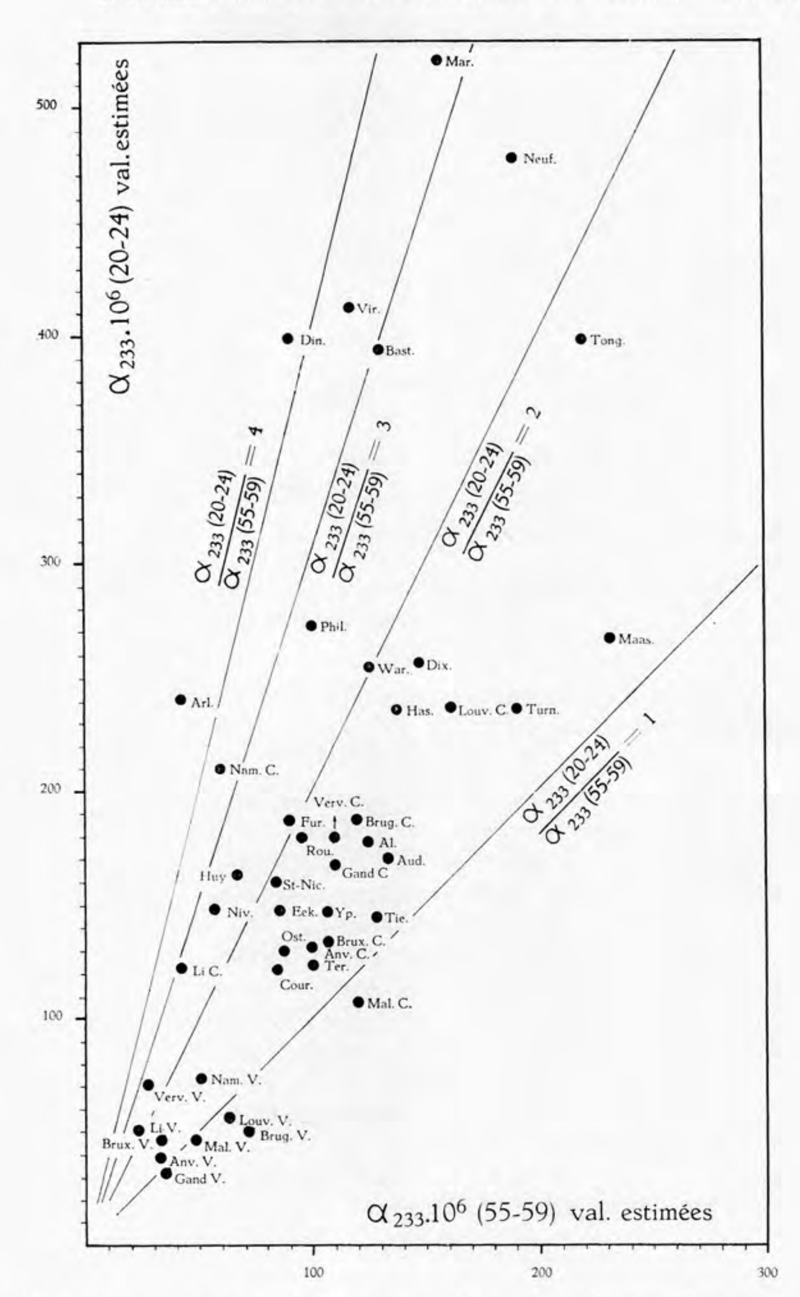


Fig. 21. — Relation entre les valeurs estimées du taux α_{233} des arrondissements et des agglomérations urbaines en 1920-24 et 1955-59. Les unités géographiques situées sur les droites de pente $\frac{\alpha_{233}(1920\text{-}24)}{\alpha_{233}(1955\text{-}59)}$ égale à 1, 2, 3, ou 4 avaient, respectivement en 1920-24 le même taux qu'en 1955-59, un taux double, triple ou quadruple.

Cette répartition n'est pas surprenante si on songe aux différences profondes qui caractérisent les parties septentrionale et méridionale du pays sur le plan démographique.

D'autres raisons peuvent évidemment se trouver associées : il est par exemple assez étonnant de constater que la répartition des arrondissements que nous avons observée, correspond en gros aussi à celle des domaines de l'habitat aggloméré et de l'habitat dispersé : l'arrondissement de Verviers, qui fait exception dans la répartition que nous avons établie plus haut, comprend justement une zone étendue de dissémination maximum : le pays de Herve.

Le graphique comparant les valeurs de α_{222} en 1920-24 et en 1955-59 (figure 22) aboutit à une distribution totalement différente : les villes se trouvent beaucoup plus dispersées dans l'ensemble du nuage de points : Namur V et Bruges V qui avaient le même taux en 1920-24 ont, en 1955-59, des valeurs quasi extrêmes et, inversement, Louvain V et Gand V qui ont actuellement des taux fort voisins, avaient en 1920-24 des taux nettement différents. L'évolution du taux α_{222} semble donc s'être effectuée d'une façon beaucoup plus indépendante des conditions démographiques ou géographiques que celle du taux α_{233}.

Les graphiques 23, 24, 25 et 26 confrontent les valeurs de α_{222} et α_{233} d'une part et la densité d'autre part en 1920-24 et en 1955-59 (annexe III).

Pour les unions entre cousins germains comme pour celles entre cousins issus de germains, les différences entre les arrondissements s'effacent dans la dernière période : quelle que soit, en 1955-59, la densité de la population, les taux α_{222} des arrondissements tendent à s'égaliser ainsi que les taux α_{233}.

Les graphiques 23 et 24 montrent que, dans certaines villes, (Bruxelles, Louvain, Namur, Bruges, etc.) la fréquence des unions entre cousins germains est plus élevée que dans de nombreux arrondissements campagnards.

Au delà d'un certain seuil, il semble que la densité n'influence plus le taux α_{222} dans les villes. Dans les campagnes (arrondissements moins les grandes agglomérations et arrondissements sans grande agglomération), il n'y a pas de lien apparent entre la densité et le taux α_{222}.

Pendant la période 20-24, ce taux est cependant très élevé dans des arrondissements peu peuplés (3).

(3) Les erreurs d'échantillonnage peuvent parfois être importantes. C'est ainsi que Philippeville fait exception (fig. 23); de densité faible, il accuse cependant un taux α_{222} peu élevé; les valeurs de $\alpha_{222}.10^6$ obtenues pour cet arrondissement sont très irrégulières, respectivement 265, 427, 413, 425, 288, 68, 179, 262, de la période 1920-24 à la période 1955-59. L'explication de cette variabilité excessive doit être cherchée, croyons-nous, dans le nombre très faible de mariages, ce qui augmente considérablement l'importance des fluctuations fortuites.

L'ajustement d'une droite aux valeurs successives de $\alpha_{222}.10^6$ et le calcul, pour chaque période, d'une valeur théorique de $\alpha_{222}.10^6$, donne pour 1920-24, la valeur 392, moins aberrante que la valeur 265 observée.

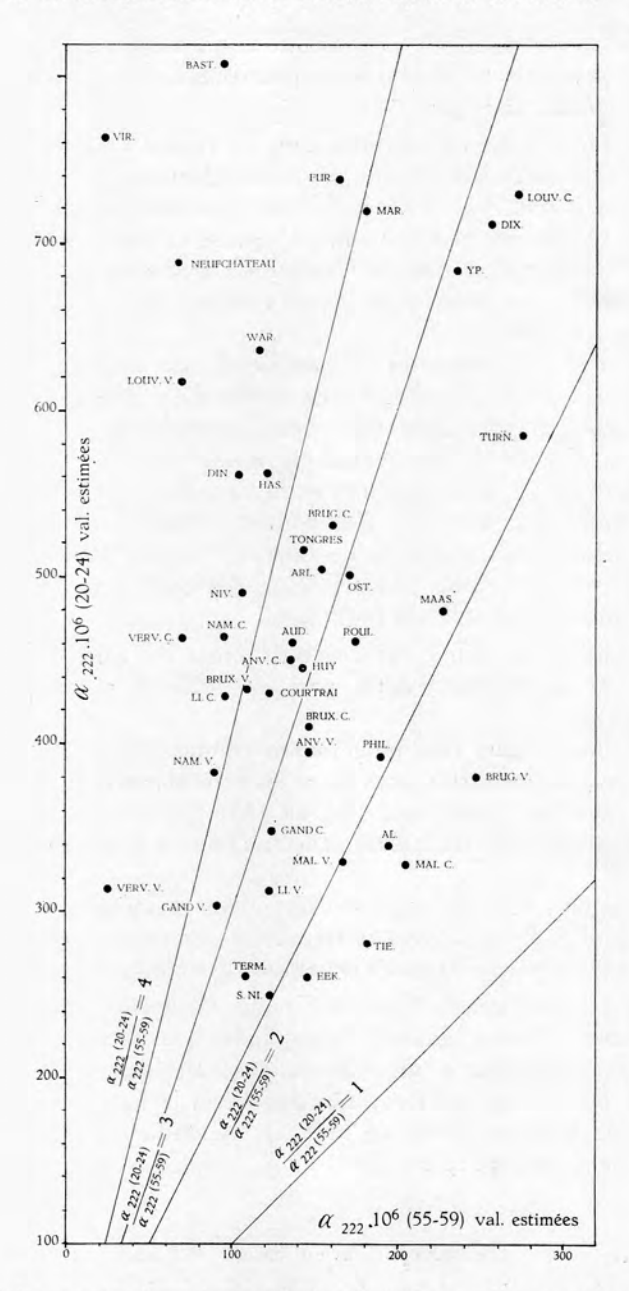


Fig. 22. — Relation entre les valeurs estimées du taux α_{222} des arrondissements et des agglomérations urbaines en 1920-24 et 1955-59. Les unités géographiques situées sur les droites de pente $\dfrac{\alpha_{222}(1920\text{-}24)}{\alpha_{222}(1955\text{-}59)}$ égale à 1, 2, 3 ou 4 avaient, respectivement, en 1920-24 le même taux qu'en 1955-59, un taux double, triple ou quadruple.

En comparant les deux périodes extrêmes (1920-24 et 1955-59) (figures 23 et 24) on est frappé par la diminution importante que subit le taux α_{222} : pratiquement chaque arrondissement a vu diminuer le nombre d'unions entre cousins germains.

Les figures 25 et 26 montrent la même diminution générale du taux α_{233}, et de la différence entre les arrondissements.

Mais, ce qu'on n'avait pas constaté pour les cousins germains, se révèle ici de façon assez nette, surtout en 1920-24 : il semble que la densité de la population et α_{233} soient inversement proportionnels. En confectionnant un graphique, portant en ordonnées le logarithme de d et en abscisses le logarithme de $\alpha_{233}.10^6$, on obtient un nuage de points fort aplati, accusant une corrélation négative élevée et une régression linéaire.

Pour $x = \log \alpha_{233}.10^6$ et $y = \log d$, la droite d'équation

$$y = -\ 1{,}763\, x + 6{,}326$$

est la meilleure des droites qui représentent ce nuage de points ($1{,}763 = s_y/s_x$).

En repassant aux valeurs naturelles, cette droite se transforme en une hyperbole généralisée, d'équation

$$(\alpha_{233}10^6)^{1{,}763}.d = 2.120.162 \quad (1920\text{-}24)$$

figurée en trait interrompu sur le graphique 25. On constate que les points correspondant aux arrondissements et aux grandes agglomérations suivent assez fidèlement cette courbe.

En opérant de façon analogue avec les valeurs de la dernière période (1955-59), on obtient l'hyperbole généralisée d'équation

$$(\alpha_{233}10^6)^{1{,}767}.d = 892.036 \quad (1955\text{-}59)$$

figurée en trait interrompu sur la figure 26.

Mais, en 1955-59, les points n'obéissent pas de façon aussi fidèle à la loi trouvée que ceux de 1920-24.

En comparant les deux périodes, on remarque que les pentes des droites ajustées aux points sur des graphiques logarithmiques (et que faute de place nous ne reproduisons pas ici) sont pratiquement égales : respectivement 1,763 et 1,767. Sans vouloir exclure absolument l'explication d'une ressemblance purement fortuite entre ces deux coefficients angulaires, on ne peut s'empêcher de penser que la loi qui lie α_{233} à d est la même en 1920-24 et en 1955-59, sauf qu'il y a eu une diminution générale du taux α_{233} dans la dernière période.

Nous montrons, sur la figure 27 en coordonnées naturelles, les 2 hyperboles généralisées; l'allure est la même, mais avec un décalage vers la gauche pour celle de 1955-59. Nous y avons figuré des flèches, reliant les valeurs initiales et terminales, d'une part pour les provinces, d'autre part pour les grandes agglomérations urbaines : à l'intérieur d'une même province ou d'une même grande agglomération, l'évolution du lien d/α_{233} se fait plus ou moins dans le sens des hyperboles, qui, rappelons-le, illustrent pour les arrondissements, le lien d/α_{233} mais chacune à une époque déter-

minée. Bien que la concordance ne soit pas parfaite, le fait mérite d'être signalé, d'autant plus que les différences géographiques et socio-politiques entre les provinces de notre pays sont considérables : découvrir un lien indiscutable entre la densité et la fréquence relative des unions entre cousins issus de germains n'en est que plus surprenant.

Les graphiques 25 et 26 contiennent chacun, à côté de l'hyperbole généralisée, une hyperbole équilatère vraie, dessinée en trait plein. Celle-ci est obtenue dans chaque cas par transformation de la meilleure droite de pente un qui représente le nuage de points en coordonnées logarithmiques.

Ces hyperboles équilatères représentent un peu moins fidèlement les points des graphiques 25 et 26 que les hyperboles généralisées. Elles présentent cependant sur celles-ci un léger avantage; elles traduisent une loi facile à formuler : α_{233} et d sont inversement proportionnels. Les équations sont, en effet,

$\alpha_{233} 10^6 . d = 43272$ pour l'hyperbole équilatère de 1920-24

$\alpha_{233} 10^6 . d = 29106$ pour celle de 1955-59.

Le nombre d'unions entre cousins issus de germains tend à s'annuler lorsque la densité augmente, tandis qu'il augmente lorsque la densité est très faible.

La relation inverse entre la densité de la population et la fréquence relative des unions du 6e degré (C_{233}) a déjà été signalée, en 1948, par J. Sutter et L. Tabah.

Remarquons que cette loi ne concerne que les unions entre cousins issus de germains. Elle n'est pas vraie pour les unions entre cousins germains (figures 23 et 24). La différence entre ces deux types d'unions s'affirme donc de plus en plus : il semble que les premières résultent du jeu naturel de lois purement démographiques, tandis que les secondes relèvent de données sociologiques complexes et de facteurs régionaux difficiles à mettre en évidence sans enquête faite spécialement dans ce but.

Sur la base de ces résultats nous serions tentés d'adopter l'opinion de J. Sutter et L. Tabah (1948) qui affirment que la distribution géographique des quantités α_{233} (ou C_{233}) est seule susceptible de donner une idée exacte de la dimension des isolats.

Nous montrerons toutefois dans un prochain travail que cette façon de voir ne peut être adoptée sans certaines restrictions et qu'il n'est actuellement pas possible de donner une explication satisfaisante du fait que les fréquences observées des unions entre cousins et cousins issus de germains ne satisfont pas simultanément aux lois de Dahlberg. (Morton, 1955.)

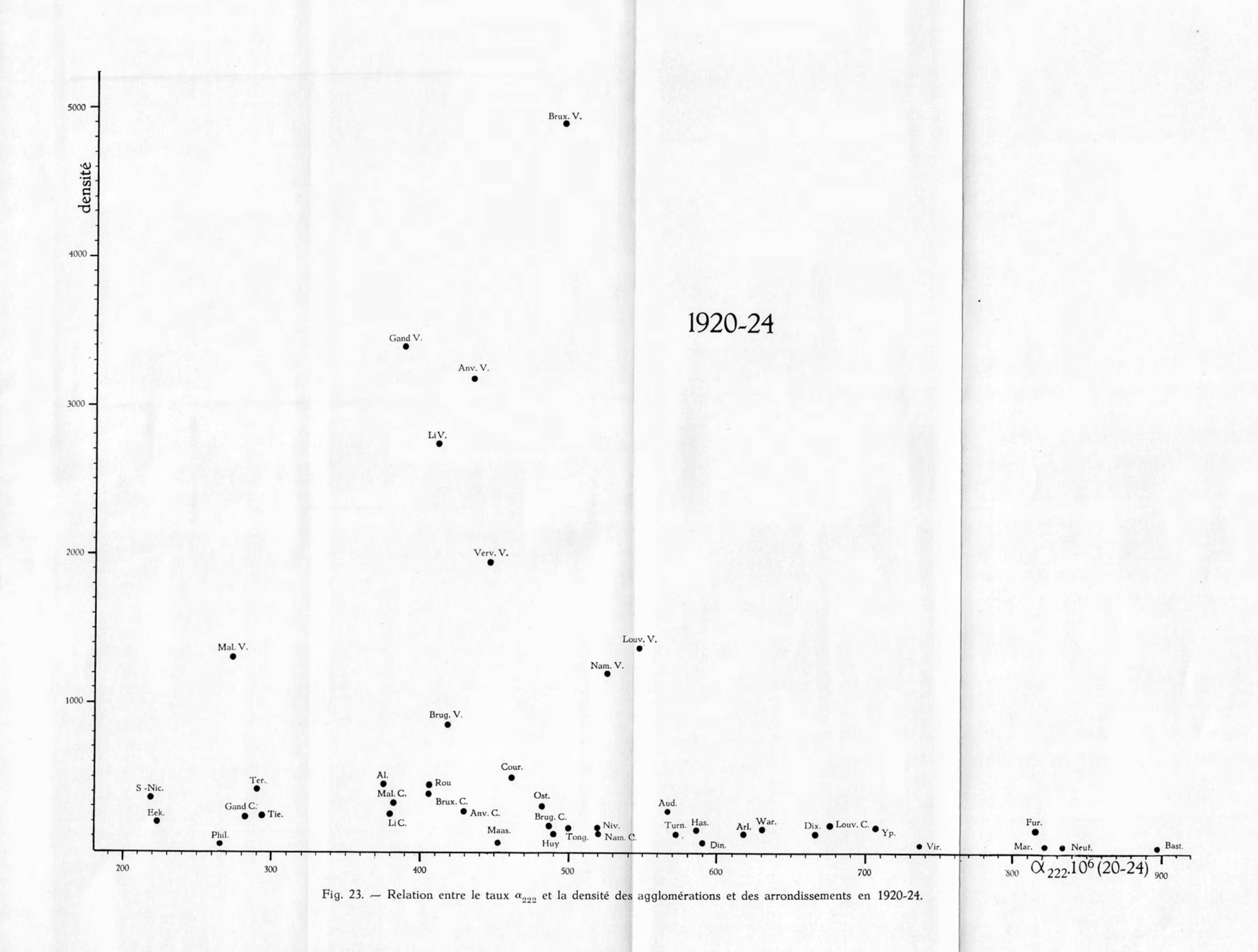


Fig. 23. — Relation entre le taux α_{222} et la densité des agglomérations et des arrondissements en 1920-24.

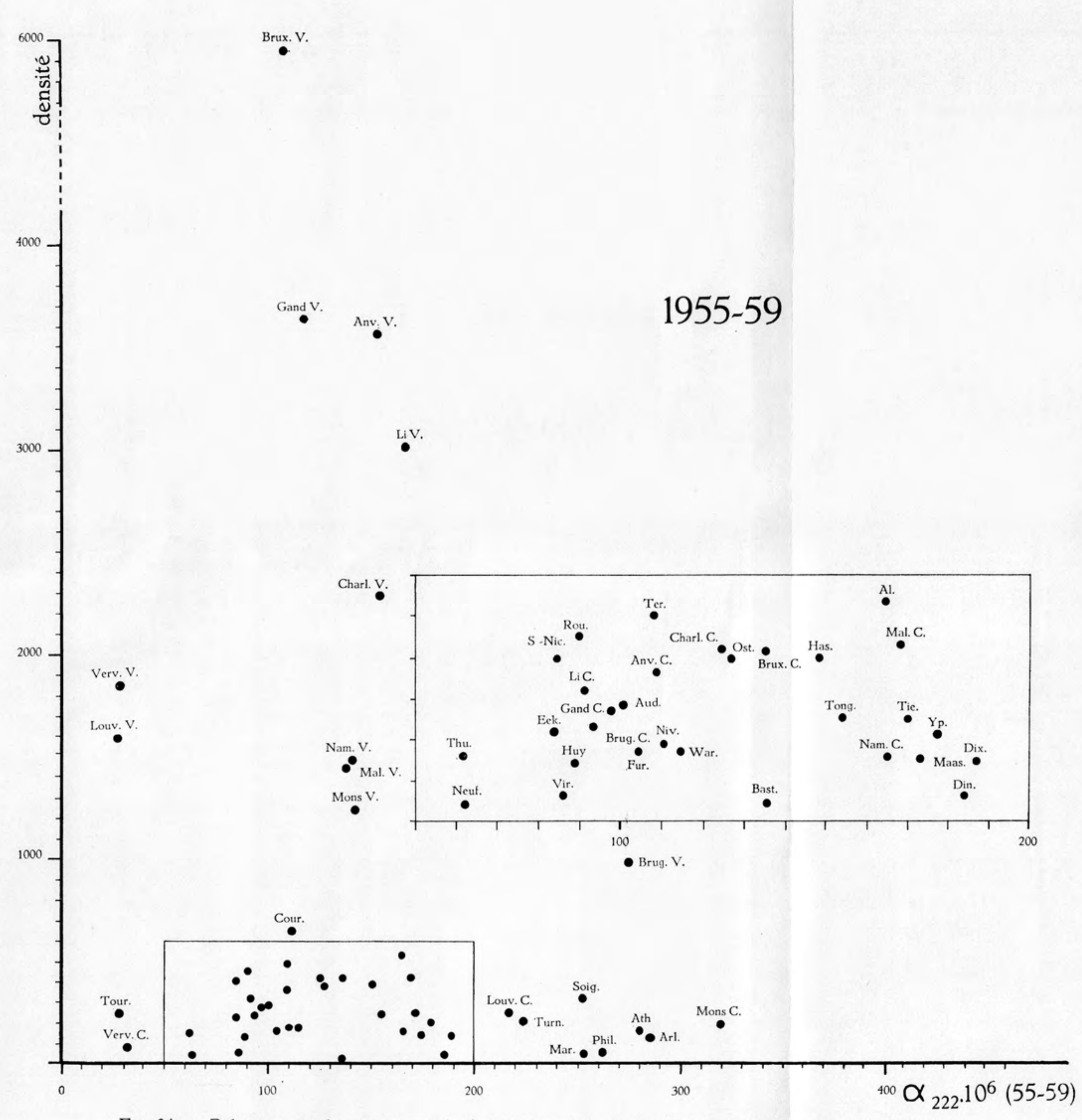
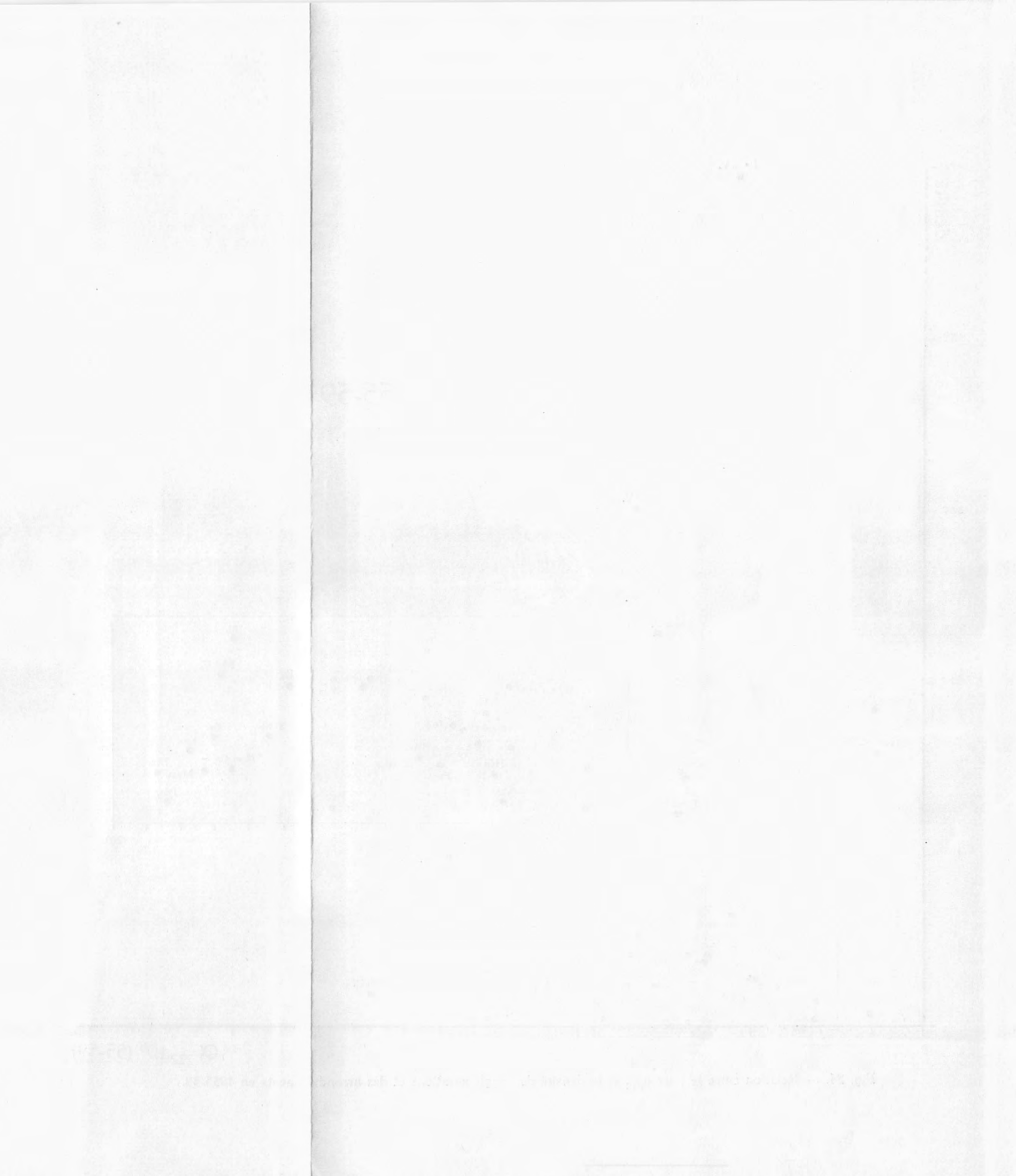


Fig. 24. — Relation entre le taux α_{222} et la densité des agglomérations et des arrondissements en 1955-59.



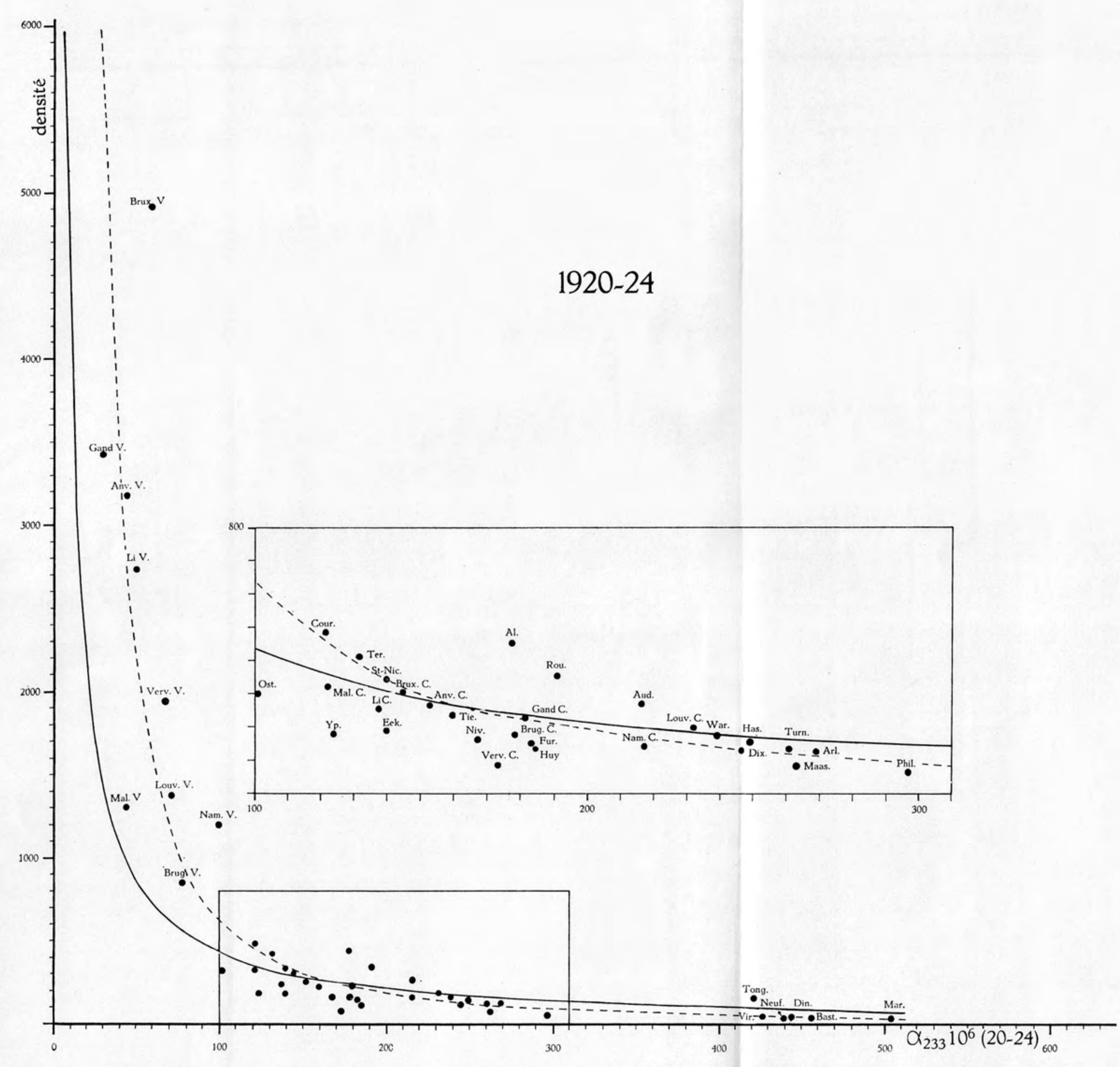


Fig. 25. — Relation entre le taux α_{233} et la densité des agglomérations et des arrondissements en 1920-24. En trait plein, hyperbole équilatère; en tireté, hyperbole généralisée.



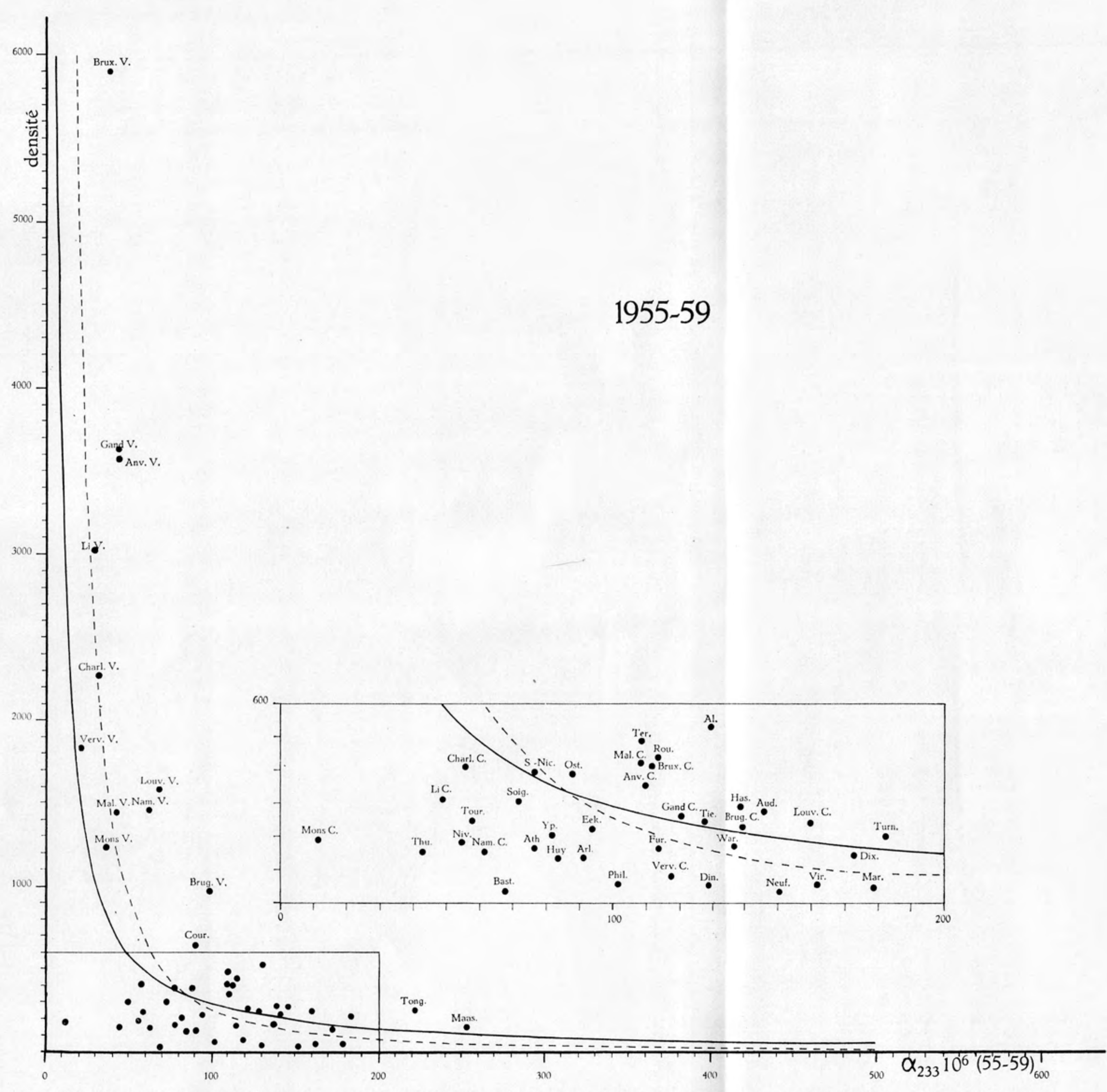


Fig. 26. — Relation entre le taux α_{233} et la densité des agglomérations et des arrondissements en 1955-59. En trait plein, hyperbole équilatère; en tireté, hyperbole généralisée.



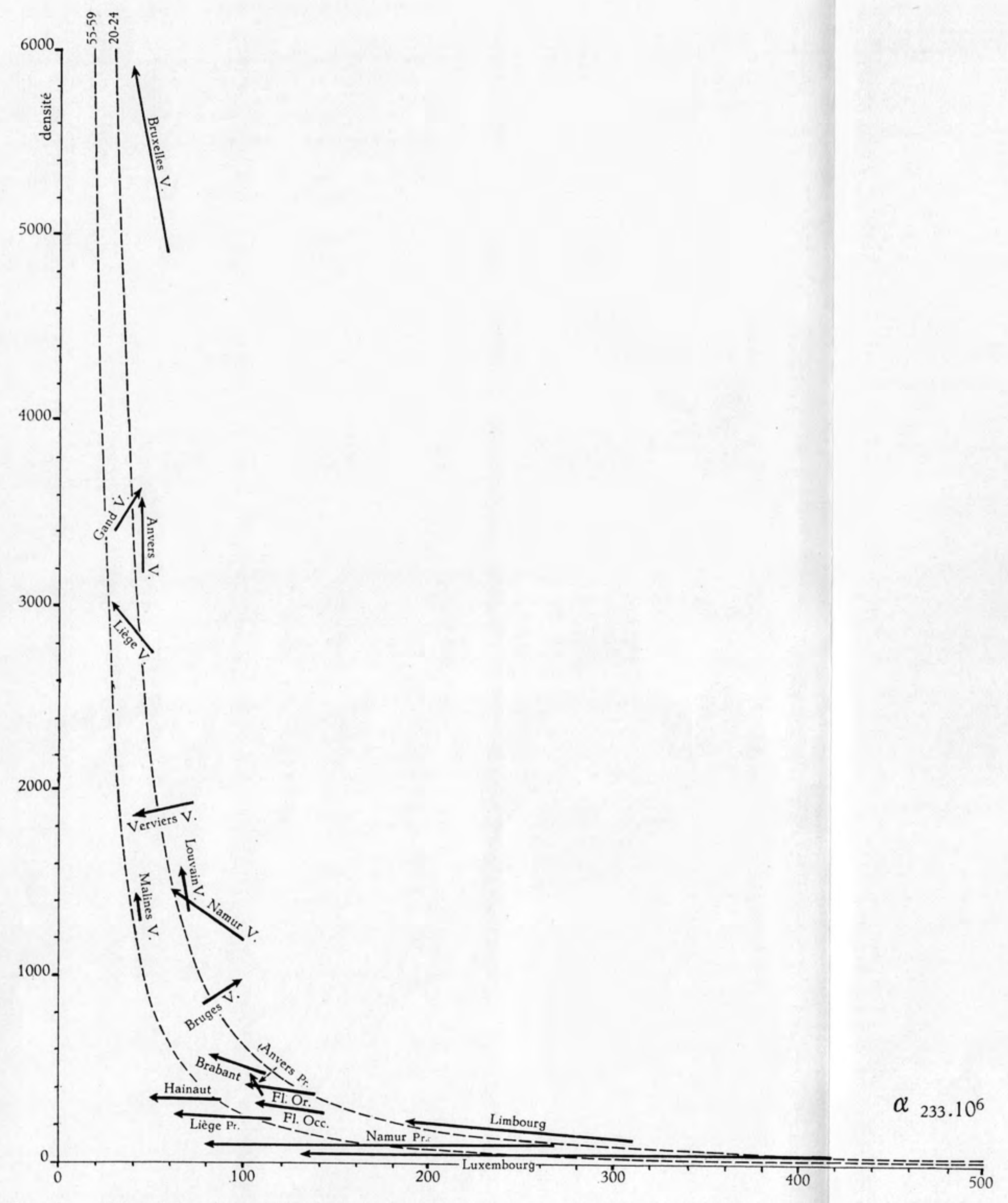


Fig. 27. — Hyperboles généralisées figurant les liens entre α_{233} et la densité pour les arrondissements et les agglomérations en 1920-24 et en 1955-59. Les flèches relient les valeurs initiales et terminales des provinces et des grandes agglomérations.

CONCLUSIONS.

1. La fréquence absolue des mariages consanguins des types 222 et 233 a diminué, en Belgique, entre 1918 et 1959.

2. Au cours du même espace de temps, la contribution relative apportée au taux de consanguinité par les unions entre cousins germains a diminué.

3. Cette diminution relative a été beaucoup plus accentuée dans les campagnes que dans les villes.

4. Pour les deux types de mariages consanguins étudiés ici, la diminution avec le temps a été le plus accentuée, là où les valeurs initiales étaient les plus élevées.

5. La vitesse d'augmentation de la densité de la population des unités choisies croît en général avec la densité initiale (1920-24).

6. Les relations de la densité avec les taux partiels de consanguinité mettent clairement en évidence les différences qui existent entre les deux types d'unions.

a) Il existe une relation inverse entre la densité de la population et les α_{233}. Cette relation se vérifie pour les arrondissements à chacune des deux périodes extrêmes de l'enquête.

L'évolution de la relation pour chaque province et grande agglomération est linéaire mais de pente négative : la loi qui lie la densité à α_{233}, se conserve dans le temps à l'intérieur de chacune des provinces et des grandes agglomérations.

b) Les taux α_{222}, indépendants de la densité, évoluent dans l'ensemble vers un minimum. Les différences entre arrondissements s'effacent.

7. Les conditions géographiques (fonction urbaine, dispersion de l'habitat, aspect plus ou moins accidenté du pays, etc.) influencent beaucoup plus nettement les taux α_{233} que les taux α_{222}.

CENTRE NATIONAL DE RADIOBIOLOGIE ET DE GÉNÉTIQUE.
INSTITUT ROYAL DES SCIENCES NATURELLES DE BELGIQUE.

INDEX BIBLIOGRAPHIQUE.

DAHLBERG, G.
1947. *Mathematical methods for population genetics.* (Basle, New-York. S. Karger, 182 p.)

HÉBETTE, F.
1954. *L'évolution démographique de la Belgique.* (Population, 9 (1) : 85-104).

L'HÉRITIER, PH.
1954. *Traité de génétique. II. La génétique des populations.* (Paris. Presses universitaires de France, 345-518.)

MALÉCOT, G.
1948. *Les mathématiques de l'hérédité.* (Paris, Masson, 63 p.)
MORTON, N. E.
1955. *Non randomness in consanguineous marriage.* (Ann. Hum. Genet., 20 (2) : 116-124.)
SERRA, A. & SOINI, A.
1959. *La consanguinité d'une population.* (Population, 14 : 47-72.)
SUTTER, J. & TABAH, L.
1948. *Fréquence et répartition des mariages consanguins en France.* (Population, 3 (4) : 607-630.)
1955. *L'évolution des isolats de deux départements français : Loir et Cher, Finistère.* (Population, 10 : 645-674.)
TWIESSELMANN, F.
1961. *De l'évolution du taux de consanguinité en Belgique. Rapport d'activité du Centre National de Radiobiologie et de Génétique. II[e] Conférence Internationale de Génétique Humaine.* (Sous presse.)
TWIESSELMANN, F., MOUREAU, P. & FRANÇOIS, J.
1962. *Evolution du taux de consanguinité en Belgique de 1918 à 1959.* (Population, 17 : 241-266.)
VALLS, A.
1960. *Datos estadisticos sobre las frecuencias actuales de consanguinidad en algunas comarcas y capitales españolas.* (Antropol. y Etnol., 13 : 193-233.)

ANNEXE I.

Pourcentage des mariages catholiques par rapport au total des mariages.

	1920-24	1955-59
Anvers V	84	75
Anvers C	98	95
Malines V	94	89
Malines C	97	97
Turnhout	99	99
Prov. Anvers	91	89
Bruxelles V	80	68
Bruxelles C	93	95
Louvain V	94	96
Louvain C	100*	100*
Nivelles	96	91
Prov. Brabant	87	82
Bruges V	96	90
Bruges C	99	97
Dixmude	100	99
Ypres	99	94
Courtrai	98	93
Ostende	98	94
Roulers	100	98
Tielt	99	98
Furnes	99	95
Prov. Fl. Occ.	98	95
Alost	100	99
Termonde	100*	98
Eeklo	99	92
Gand V	88	84
Gand C	100	99
Audenaerde	98	98
St-Nicolas	94	96
Prov. Fl. Orient.	97	95

	1920-24	1955-59
Ath	94	89
Charleroi V	65	76
Charleroi C	71	79
Mons V	73	77
Mons C	87	87
Soignies	81	87
Thuin	77	84
Tournai	94	91
Prov. Hainaut	77	82
Huy	91	91
Liège V	74	78
Liège C	89	84
Verviers V	86	86
Verviers C	91	94
Waremme	100*	94
Prov. Liège	83	85
Hasselt	100	100
Maaseik	100	90
Tongres	100*	96
Prov. Limbourg	100	97
Arlon	95	94
Bastogne	99	96
Marche	98	98
Neufchâteau	98	95
Virton	97	95
Prov. Luxemb.	97	96
Dinant	97	98
Namur V	94	94
Namur C	95	91
Philippeville	95	93
Prov. Namur	95	93
LE ROYAUME	89,18	89,87

On a obtenu des valeurs légèrement supérieures à 100 % dans les cas marqués d'un astérisque, sans qu'on ait pu trouver d'explication à ces erreurs d'enregistrement.

ANNEXE II.

	$d = pt + q$		$\alpha_{233}.10^6 = lt + m$		$\alpha_{222}.10^6 = nt + r$	
	p	q	l	m	n	r
Anvers C	36,5	3323	−0,7	39	−35,5	395
Anvers V	13,7	250	−4,1	132	−44,9	450
Malines V	18,2	1314	+4,4	47	−23,5	330
Malines C	13,4	329	+2,1	108	−17,5	328
Turnhout	10,7	131	− 6,5	239	−44,1	585
Prov. Anvers	14,5	382	+0,6	100	−34,5	424
Bruxelles V	125,6	5067	−1,8	47	−45,9	431
Bruxelles C	14,2	304	−3,7	135	−37,5	410
Louvain V	23,7	1397	+1,0	58	−78,0	617
Louvain C	6,6	199	−10,7	238	−65,2	729
Nivelles	1,9	168	−13,1	150	−54,7	490
Prov. Brabant	13,6	486	−3,5	105	−48,6	487
Bruges V	20,7	834	+3,3	50	−19,1	380
Bruges C	7,9	174	−9,7	189	−52,8	531
Dixmude	1,7	132	−15,7	259	−64,9	711
Ypres	3,5	182	−5,7	149	−63,6	683
Courtrai	22,5	509	−6,1	123	−43,8	430
Ostende	12,2	306	−5,8	131	−47,2	501
Roulers	12,5	357	−12,0	181	−40,8	461
Tielt	2,2	232	−2,2	146	−14,0	280
Furnes	2,5	144	−14,0	189	−81,8	738
Prov. Fl. Occident.	8,5	266	−6,9	148	−46,3	499

ANNEXE II (suite).

	$d = pt + q$		$\alpha_{233}.10^6 = lt + m$		$\alpha_{222}.10^6 = nt + r$	
	p	q	l	m	n	r
Alost	10,8	457	−7,6	179	−20,6	339
Termonde	10,9	418	−3,3	126	−21,6	261
Eeklo	4,9	193	−8,7	148	−16,3	260
Gand V	29,2	3422	+0,6	32	−30,3	303
Gand C	5,6	223	−8,0	168	−31,9	348
Audenarde	0,8	274	−5,2	172	−46,1	460
St-Nicolas	7,9	350	−10,7	161	−18,0	249
Prov. Fl. Orient.	7,0	370	−5,5	138	−26,5	318
Huy	−1,1	137	−13,7	165	−43,1	445
Liège V	20,7	2805	−3,9	51	−27,1	312
Liège C	7,5	255	−11,4	123	−47,3	428
Verviers V	−10,9	1940	−6,5	71	−41,1	313
Verviers C	−0,2	81	−11,0	181	−56,0	463
Waremme	−0,9	172	−18,4	256	−74,0	636
Prov. Liège	1,2	242	−8,2	115	−44,2	408
Hasselt	18,6	154	−14,0	238	−62,9	562
Maaseik	9,4	78	−5,0	270	−35,9	479
Tongres	10,6	166	−25,5	400	−53,2	516
Prov. Limbourg	13,3	130	−16,4	298	−54,2	534

ANNEXE II (suite).

	$d = pt + q$		$\alpha_{233}.10^6 = lt + m$		$\alpha_{222}.10^6 = nt + r$	
	p	q	l	m	n	r
Arlon	1,0	127	−28,3	242	−49,9	504
Bastogne	−0,6	42	−37,8	396	−101,6	808
Marche	−0,3	46	−51,8	520	−76,8	719
Neufchâteau	−0,3	39	−41,5	480	−88,6	688
Virton	−0,3	58	−42,3	415	−105,5	763
Prov. Luxembourg	−0,3	51	−39,8	412	−84,0	693
Dinant	−0,1	55	−44,2	401	−65,1	561
Namur V	35,8	1202	−3,1	75	−41,8	383
Namur C	−0,7	144	−21,3	210	−52,6	464
Philippeville	−0,2	60	−24,9	274	−29,0	392
Prov. Namur	0,5	96	−25,1	249	−50,0	465
LE ROYAUME	5,3	257	−7,8	145	−43,1	444

ANNEXE III.

	Superficie en km² *	Densité *d* 1920-24	Densité *d* 1955-59
Anvers V	150	3.181	3.576
Anvers C	851	265	358
Malines V	51	1.301	1.454
Malines C	452	324	422
Turnhout	1.356	130	206
Prov. Anvers	2.861	372	486
Bruxelles V	169	4.906	5.914
Bruxelles C	937	305	414
Louvain V	46	1.382	1.598
Louvain C	1.083	198	247
Nivelles	1.048	167	185
Prov. Brabant	3.284	477	585
Bruges V	83	847	993
Bruges C	573	176	229
Dixmude	343	131	142
Ypres	611	178	201
Courtrai	443	489	657
Ostende	296	309	393
Roulers	297	355	441
Tielt	305	237	248
Furnes	283	147	162
Prov. Flandre Occident.	3.235	263	323
Alost	471	453	533
Termonde	341	412	491
Eeklo	360	192	224
Gand V	63	3.401	3.624
Gand C	853	223	262
Audenaerde	413	272	277
St-Nicolas	476	345	400
Prov. Flandre Orient.	2.978	372	422
Ath	493	173	162
Charleroi V	123	2.183	2.299
Charleroi C	438	380	415
Mons V	143	1.269	1.251
Mons C	468	173	192
Soignies	550	299	310
Thuin	908	150	152
Tournai	600	258	247
Prov. Hainaut	3.724	333	341

* Chiffres du Recensement général du 31 décembre 1947.

ANNEXE III (suite).

	Superficie en km^2 *	Densité *d* 1920-24	Densité *d* 1955-59
Huy	721	137	131
Liège V	134	2.749	3.008
Liège C	624	255	319
Verviers V	41	1.940	1.843
Verviers C	2.001	81	80
Waremme	419	172	167
Prov. Liège	3.940	242	255
Hasselt	909	152	391
Maaseik	861	80	148
Tongres	638	164	242
Prov. Limbourg	2.408	129	227
Arlon	320	127	139
Bastogne	990	42	38
Marche	937	45	43
Neufchâteau	1.451	39	37
Virton	720	58	57
Prov. Luxembourg	4.418	51	49
Dinant	1.571	55	54
Namur V	41	1.201	1.476
Namur C	1.084	145	152
Philippeville	965	60	60
Prov. Namur	3.660	96	100
LE ROYAUME	30.507	257	296

* Chiffres du Recensement général du 31 décembre 1947.

AD. GOEMAERE, Imprimeur du Roi, 21, rue de la Limite, Bruxelles-3